

Bestimmungsgründe der Einkommen niedergelassener Ärzte in der Bundesrepublik Deutschland

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung
der Würde eines Doktors der Sozialwissenschaft
der Abteilung für Sozialwissenschaft
der Ruhruniversität Bochum

vorgelegt von
Diplom-Volkswirt sozialwissenschaftlicher Richtung
Dieter Paffrath
aus Köln

Bochum 1977



Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41546603_0009

Bestimmungsgründe der Einkommen niedergelassener Ärzte in der Bundesrepublik Deutschland

**Inaugural-Dissertation
zur Erlangung
der Würde eines Doktors der Sozialwissenschaft
der Abteilung für Sozialwissenschaft
der Ruhruniversität Bochum**

**vorgelegt von
Diplom-Volkswirt sozialwissenschaftlicher Richtung
Dieter Paffrath
aus Köln**

Bochum 1977



Referent: Prof. Dr. Theo Thiemeyer
Korreferent: Prof. Dr. Lothar F. Neumann
Mündl. Prüfung: 22. Juni 1977

INHALTSVERZEICHNIS

Verzeichnis der Abkürzungen	vii
I. ABRISS DER GESCHICHTE DER HONORIERUNGSVERFAHREN UND DER LEBENSLAGE DER ÄRZTE IN DEUTSCHLAND	1
II. DAS EXPLANANDUM: DARSTELLUNG DER ÄRZTLICHEN EINKOMMENSITUATION IM JAHRE 1971	18
1. Einkommen: ein Indikator mit Problemen	18
2. Der Weissersche Ansatz als das umfassendste Konzept zur Darstellung der Position eines Individuum oder einer Gruppe von Individuen in der Gesellschaft	20
3. Die Umsatz- und Reinertrags-situation aller 1971 erfaßten Arztpraxen	29
a.) Statistische Quellen und Aufbereitungsformen	29
(1) Die Kostenstrukturerhebung des Statistischen Bundesamtes	29
(2) Die Untersuchung W. A. S. Kochs	32
(3) Andere Quellen	33
b.) Häufigkeits- und Verteilungsfunktion für Umsatz und Gewinn aller 1971 erfaßten Praxen	34
(1) Häufigkeits- und Verteilungsfunktion für den Umsatz aller 1971 erfaßten Praxen	34
(2) Häufigkeits- und Verteilungsfunktion für den Gewinn aller 1971 erfaßten Praxen	43
(3) Vergleich der ärztlichen Gewinnverteilung mit der Verteilung der Einkünfte in der Bundesrepublik Deutschland 1971 und aktuelle Zahlen	50

4. Diskussion der Kurvenform unter besonderer Berücksichtigung der Hypothese der Lognormalität	58
5. Bestimmungsgründe ärztlicher Einkommen: eine Synopsis	68
 III. ALLGEMEINE ERKLÄRUNGSANSÄTZE FÜR DIE PERSONELLE EINKOMMENSVERTEILUNG DER NIEDERGELASSENEN ÄRZTE	 77
1. Theorien der personellen Einkommensverteilung, die die Schiefe der Verteilung erklären könnten	79
a.) Ansätze mit exogener, stochastischer Einkommensdetermination	79
(1) Die Pareto-Verteilung	80
(2) Gibrats Gesetz des proportionalen Effektes	86
(3) Markoff-Prozesse	88
(4) Der Rekurs auf normalverteilte Fähigkeiten	91
(5) Zu den dargestellten Ansätzen stochastischer Einkommensdetermination	95
b.) Ansätze, die individuelle Entscheidungen als Einkommensdeterminanten einbeziehen	96
(1) Friedmans Konzept der Wahl zwischen Chancen und Risiken	96
(2) Der human capital approach	99
c.) Die Superiorität von Gütern als Determinante der Einkommensverteilung der Produzenten	106
2. Ansätze mit sozialökonomischen Einflußfaktoren	108

IV. NACHFRAGESEITIGE DETERMINANTEN DES ÄRZTLICHEN UMSATZES UND ÄRZTLICHE STANDORTWAHL	116
1. Allgemeine Beeinflussungsfaktoren der Inanspruchnahme von Gesund- heitsgütern	119
2. Der human capital-Ansatz, angewendet auf Gesundheitsgüter	130
3. Der Einfluß der Nachfragedeterminanten auf die regionale Arztdichte	133
V. DETERMINANTEN DES ÄRZTLICHEN PRODUKTIONS- POTENTIALS	146
1. Der Ausgangspunkt der neueren Dis- kussion: Rashi Feins Analyse der Ärzteknappheit und seine Ver- änderungsvorschläge	146
2. Methodische Einwände gegen Feins Analyse: R. M. Bailey	150
3. Produktionstheoretische Überlegungen zur Arztpraxis	154
VI. MARKTSTRUKTUR- UND MARKTERGEBNISANSÄTZE ZUR ERKLÄRUNG DES HONORARS FÜR ÄRZTLICHE LEISTUNGEN	164
1. Die Marktstrukturanalyse des nord- amerikanischen Marktes für ärztliche Leistungen als Paradigma für ähnlich angelegte Arbeiten in der Bundesre- publik Deutschland	164
2. Der Marktergebnisansatz	
a.) Auswirkungen ärztlicher Marktmacht auf Menge und Preis entsprechender Leistungen: die Analyse M. S. Feldsteins	177
b.) Der Ansatz von Newhouse	
(1) Die Modelle	181

(2) Newhouse's Test	190
(3) Die Kritik	191
(4) Newhouse's Resümee	198
(5) Würdigung	201
3. Die Erweiterung des Marktergebnis- ansatzes um sozialökonomische Einflüsse: Steinwald und Sloan	205

VII. DIE PERSONELLE UMSATZ- UND EINKOMMENS- VERTEILUNG DER NIEDERGELASSENEN ÄRZTE IN DER BUNDESREPUBLIK DEUTSCHLAND IM LICHTE DER DARGESTELLTEN THEORIEN	214
1. Die Struktur des Marktes für ärztliche Leistungen in der Bundesrepublik Deutschland	215
a.) Behinderung des Markteintritts	218
(1) Krankenhausambulanzen	218
(2) Niederlassungswillige Ärzte	221
(3) Der Zugang zum Medizinstudium	223
b.) Beschränkungen des Wettbewerbs zwischen niedergelassenen Ärzten und öffentlich-rechtliche Bindungen	226
c.) Einige Auswirkungen des Wettbewerbs- verbots auf die Leistungsqualität	236
2. Sozialökonomische Determinanten ärztlicher Umsätze und Einkommen in der Bundesrepublik	238
a.) Der Einfluß des Praxisalters	238
b.) Der Einfluß des Praxisstandortes auf das ärztliche Einkommen	251
c.) Praktische Ärzte und Fachärzte: Der Einfluß der Weiterbildung	264

d.) Der Einfluß der gewählten Fachrichtung und der Weiterbildungszeit auf das ärztliche Einkommen	272
e.) Zahl der Fälle, Leistungsbedarf je Fall und der Anteil der Privat- praxis in Abhängigkeit vom Umsatz	285
f.) Einflüsse des ärztlichen Produktions- prozesses	297
g.) Einige mögliche Bestimmungsfaktoren für die Verteilung der niedergelassenen Ärzte im Raum: das Beispiel der kreis- freien Städte im Regierungsbezirk Düsseldorf	309

VIII. THEORIEN DER MAKROEBENE

1. Der institutionelle Rahmen auf der Makroebene: das Vertrags- und Vergütungs- system	315
2. Die Systemanalyse Philipp Herder- Dorneichs	323
a.) Die Funktionsunfähigkeit einiger Märkte im Gesundheitswesen	323
b.) Die angebotene Lösung: H-D-System- analyse	327
c.) Kritik der H-D-Systemanalyse	329
3. Die Theorie der doppelten Dynamisierung	337
a.) Die Entwicklung von Mengen- und Preis- komponente im Modell	338
b.) Empirische Anhaltspunkte für die Theorie der doppelten Dynamisierung	346
c.) Zur Kritik der Dynamisierungstheorie	358
(1) Die Verhaltensannahmen	358
(2) Die Kritik an der Zahl der Einflußfaktoren	366

IX. ZUSAMMENFASSUNG DER ARBEIT UND VORSCHLÄGE FÜR DIE WEITERE FORSCHUNG	372
LITERATURVERZEICHNIS	377
TABELLENANHANG	407
TABELLENREFERENZLISTE	408
Eidesstattliche Erklärung	438
Lebenslauf	439

Verzeichnis der Abkürzungen

AER	American Economic Review
AMA	American Medical Association
BGB	Bürgerliches Gesetzbuch
BGBI.	Bundesgesetzblatt
DÄ	Deutsches Ärzteblatt
E-Adgo	Gebührenordnung für die Ersatzkassen- praxis
Ew	Einwohner
GKV	Gesetzliche Krankenversicherung
GOÄ	Gebührenordnung für Ärzte
GP	general practitioner
GWB	Gesetz gegen Wettbewerbsbeschränkungen
HdSW	Handwörterbuch der Sozialwissenschaften
I.L.O.	International Labour Office
JAMA	Journal of the American Medical Association
M.D.	medicinae doctor
MMFQ	Milbank Memorial Fund Quarterly
N.B.E.R.	National Bureau of Economic Research, New York
N.H.S.	National Health Service (brit.)
NJW	Neue Juristische Wochenschrift
o.J.	ohne Jahresangabe
o.O.	ohne Angabe des Erscheinungsortes
PKV	Private Krankenversicherung
PNP	Pediatric Nurse Practitioner
RVO	Reichsversicherungsordnung
UWG	Gesetz gegen den unlauteren Wettbewerb
WSI	Wirtschafts- und sozialwissenschaftliches Institut des DGB
WWI	Wirtschaftswissenschaftliches Institut des DGB
ZI	Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland

I. ABRISS DER GESCHICHTE DER HONORIERUNGSVERFAHREN UND DER LEBENSLAGE DER ÄRZTE IN DEUTSCHLAND

Der wissenschaftlich fundierte Arztberuf entsteht diesseits der Alpen erst in der Berührung mit der antiken Welt und löst allmählich Personen ab, denen man Heil- und Zauberkräfte magischen Ursprungs nachgesagt und deshalb die Behandlung der Erkrankten anvertraut hatte.¹ Den Beginn dieses Prozesses kann man anhand der Funde wissenschaftlicher Literatur aus dem medizinischen Bereich auf das 12. Jahrhundert unserer Zeitrechnung datieren: von da ab dringt bereits beträchtliches medizinisches Schrifttum aus Salerno nach Deutschland.² Im hohen Mittelalter lassen sich neben salernitanischen auch arabische Autoren nachweisen, im späten Mittelalter kommen französische und spanische hinzu.³

"Italische" Ärzte werden bald in den Hofstaat der Fürsten und Herzoge eingereiht, werden dadurch allerdings auch stark abhängig von deren Gunst. Das Vordringen des Christen-

¹ Siehe J. F. Volrad Deneke, Die freien Berufe (Stuttgart, 1956), S. 27.

² Siehe Gerhard Eis, Mittelalterliche Fachliteratur (Stuttgart, 1967), S. 73.

³ Ibid., S. 34.

tums bringt eine engere Verbindung von Heilkunde und Klerus mit sich und führt zu einem weiteren Zurückdrängen solcher Heilkundiger, die ihre Fähigkeiten von Kräften abzuleiten behaupten, die vom christlichen Glauben nicht anerkannt werden.¹

Im Hochmittelalter kristallisieren sich bereits drei Gruppen anerkannter Heilkundiger mit abgestuftem sozialen Rang heraus: an oberster Stelle stehen die Physici, die gelehrten Ärzte, es folgen die handwerklichen Chirurgen und dann bilden Bader und Barbieri den Schluß. Dem Status dürfte die Lebenslage entsprochen haben.

Auch für den Nachweis einer zunehmenden Anerkennung der Chirurgen ist es hilfreich, auf Fachliteraturquellen zurückzugreifen. Waren es anfänglich nur die Physici, die medizinische Literatur rezipieren und ihre Erfahrungen schriftlich darstellen konnten, so treten im ausgehenden Mittelalter auch die Chirurgen literaturmäßig stärker in Erscheinung.²

Wo Ärzte und Apotheker tätig wurden, gab es bald auch einen Bedarf an Ordnung des Medizinalwesens. Es finden sich Indizien sowohl für

¹ Siehe J. F. Volrad Deneke, Die freien Berufe (Stuttgart, 1956), S. 28.

² Siehe Gerhard Eis, op.cit., S. 37.

die Vermutung, daß es zunehmende Behandlungs- und Honorierungsmißstände waren, die Medizinalordnungen notwendig machten als auch dafür, daß dort wo Physici ausgebildet wurden, Bestrebungen erstarkten, qua Medizinalordnung nicht gelehrte Heilkundige aus dem Markt zu drängen. Schon das im Jahre 1140 von dem Normannenkönig Roger erlassene Medizinalgesetz macht die Zulassung zur Heiltätigkeit davon abhängig, daß der Kandidat von der Versammlung der Lehrer von Salerno als dazu befähigt anerkannt worden war.¹

Kaiser Friedrich II., zugleich König von Apulien und Sizilien, knüpfte daran 100 Jahre später an, regelt zusätzlich aber schon die Bezahlung der Ärzte und schrieb außerdem vor, daß die Armen kostenlos zu behandeln seien.²

Die ersten deutschen Medizinalordnungen entstehen im 14. Jahrhundert. Der Basler "Apotheker eid" scheint auf Mißstände im Bereich von Herstellung und Verkauf der Arzneien zu reagieren. Ärzte waren insoweit betroffen, als sich wohl herausgestellt hatte, daß sie manchmal für die Patienten nachteilige Kooperationen

¹ Alfons Fischer, Geschichte des deutschen Gesundheitswesens. Bearbeitet im Auftrage und mit Förderung des Reichsgesundheitsamtes. Herausgegeben von der Arbeitsgemeinschaft sozialhygienischer Reichsfachverbände, 2 Bde. (Berlin, 1933), Bd. I, S. 162.

² Ibid.

mit Apothekern eingegangen waren; diese wurden untersagt.

Ähnlich unscharf wie heute verlangte ein in Nürnberg um die Mitte des 14. Jahrhunderts geschaffenes Gesetz, die Ärzte sollten alles in ihrer Kraft stehende zur Heilung des Patienten tun und könnten dafür eine angemessene und gebührende Bezahlung verlangen.¹

Dem zweiten der oben genannten Beweggründe für die Schaffung von Medizinalordnungen, die Marktberreinigung, dürfte die von Karl IV. 1352 mit dem Titel "HAEC SUNT STATUTA PHYSICORUM, APOTHECARIORUM ET MEDICORUM" erlassene entsprungen sein, denn 1348 war die erste deutsche Universität in Prag gegründet worden und diese hatte eine medizinische Fakultät.²

Desgleichen wurde auf eine Initiative der medizinischen Fakultät der im Jahre 1365 gegründeten Universität Wien im Jahre 1407 für das Fürstentum Passau eine Medizinalordnung erlassen. Diese geht besonders scharf gegen Wasserbeschauerinnen und andere Kurpfuscher vor -- als Strafe droht u.a., was wieder ein deutliches Licht auf die Rolle der Kirche bei der Festigung der Stellung gelehrter Ärzte wirft, die Exkommunikation.³

Gegen das Kurpfuschertum wendet sich auch

¹ Alfons Fischer, op.cit., S. 164 f.

² Ibid., S. 165.

³ Ibid., S. 167.

die medizinische Fakultät der 1388 gegründeten Universität zu Köln in einem Gutachten an die Stadtväter aus dem Jahre 1478. In dem Gutachten finden sich, wie in fast allen Medizinalordnungen, Hinweise auf erhebliche Mißstände im Apothekenwesen.¹

Gelegentlich gibt es in Medizinalordnungen auch Passagen, die sich sehr konkret mit der Arzthonorierung auseinandersetzen; so findet man in der o. g. Medizinalordnung Karls IV dazu folgendes:

Ouch mag ein kunstarczzt nemen von seyme
sichen vil adir wennig noch dem als man
im gibt wer abir das ein gedinge undir in
gesthege das sal der arczt nicht steygen
ubir eine halbe mark dy woche noch ouch
ein wundarczt ubir einen virdung.²

Aus den Wertangaben für die ärztliche Honorierung etwas über die materielle Lage der Ärzte zur damaligen Zeit schließen zu wollen, wäre vermessen. Interessant erscheint uns aber, daß der Arzt in zweifacher Weise honoriert werden konnte: gab es keinen Behandlungsvertrag, so war die Honorarhöhe in das Belieben des Patienten gestellt, anderenfalls wurde gesetzlich eine Höchst- aber keine Mindesthonorierung vorgeschrieben. Außerdem erkennt man die unterschiedliche Honorarhöhe für Kunst- und Wundärzte.

Nach der Festigung des Berufsstandes gegen mögliche Konkurrenten von außen traten Fragen

¹ Ibid., 169.

¹ Alfons Fischer, op.cit., Anhang, S. 335.

der Sicherung bestimmter Grundsätze im Inneren in den Vordergrund: in der Konstanzer Medizinalordnung des Jahres 1483 wird z.B. das Abwerben der Patienten verboten, in der Medizinalordnung des Fürstbischofs von Würzburg zu Anfang des 16. Jahrhunderts wird der Streit von Ärzten in Gegenwart des Kranken und die üble Nachrede der Ärzte untereinander untersagt; beides hatte wohl untragbare Ausmaße angenommen und findet sich z.B. in zeitgenössischen Darstellungen karikiert. Regeln für das kollegiale Verhalten der Ärzte kehren in fast allen folgenden Medizinalordnungen wieder.¹

Die Mißstände bei der Auswahl der Patienten, die die Ärzte behandeln wollten und bei der Honorierung schienen aber fortzubestehen. In der Begründung für eine Verordnung Kaiser Ferdinands I. aus dem Jahre 1552 hält dieser Nachrichten für glaubwürdig, "dasz etliche Artztz, so sie zu den Kranken berufft werden, die Leut mit der be-
lohnung ganz beschwärllich halten ..." Außerdem sollen sie "die Armen, so nicht Gelt haben, gar nicht besuchen, sondern Hülff und Trostloss ver-
lassen" haben. Aus diesem Grunde sah er sich ge-
zwungen anzuordnen, die Ärzte hätten jedem Ruf zu folgen. Dafür

sol einem Artztz, so nit provisioniert, oder bestellt ist, von einem jeden Gang, als offft er zum Patienten oder Kranken berufft wirdt, von den vermöglichen Personen zwantzig Creutzer, von den gemeinen unstatthaften Personen und Diener zehen Creutzer, gegeben werden.

Die ganz Armen aber soll der Arzt kostenlos be-
handeln.²

¹ Alfons Fischer, op.cit., passim.

² Alfons Fischer, op.cit., S. 335.

Man darf wohl die ständig wiederkehrenden Mahnungen an die Kollegialität der Ärzte so verstehen, daß ihre individuelle Lebenslage zunehmend nicht nur dadurch bestimmt wurde, bei welchem Fürstenhaus, welcher Stadt oder welcher Bürgerschicht sie tätig waren, sondern auch dadurch, wieviele Ärzte im gleichen Bezirk praktizierten. Andererseits: war der Konkurrenzdruck nicht groß, dann scheint mancher Arzt den materiellen Verlockungen seiner Monopolstellung gegenüber wenig Widerstand entwickelt zu haben.

Will man aus dem Dargestellten Indizien für Bestimmungsgründe ärztlicher Einkommen gewinnen, so kann man das in folgender Weise skizzieren: die Anerkennung und auch die Honorierung richtet sich nach der Zugehörigkeit zu einer der genannten drei Hauptkategorien; wobei die Ausbildung an zunächst ausländischen dann auch deutschen medizinischen Fakultäten zunehmende Bedeutung gewinnt. In der Anfangszeit wird den anerkannten Ärzten das Terrain von Kurpfuschern aller Art streitig gemacht -- diese können jedoch immer weiter zurückgedrängt werden. Solange die Ärzte an den Fürstenhäusern tätig sind, richtet sich ihre Lebenslage verständlicherweise nach den finanziellen Ressourcen des jeweiligen Landesherrn. Später setzt sich aber auch im Bürgertum das Hausarztwesen durch; manchmal werden die Ärzte auch Angestellte der Städte.¹ Staatliche Vorschriften über Behandlungspflicht und Honorar-

¹ Alfons Fischer, op.cit., II., S. 52.

höhe werden von den Ärzten selbst verursacht -- die Regelungen tendieren, was man aus dem Vorhandensein einer Ober- nicht aber einer Untergrenze für die Honorarhöhe entnehmen kann, eher zu einer Beschneidung der als ungerechtfertigt hoch angesehenen Honorare. Auch die Kodifizierung der Behandlungspflicht gegenüber den Armen muß tendenziell einkommensmindernd gewirkt haben. Neben die Beschneidung der Honorarhöhe durch staatliche Regulierung tritt später die durch ein Überangebot an Ärzten selbst.

Die letztgenannte Tendenz läßt sich bis ins 19. Jahrhundert hinein verfolgen. Dem Formular eines Bestellbriefes für einen Physicus aus dem Chursächsischen kann man entnehmen, daß jedenfalls dieser (Staats-) Arzt im Jahre 1784 "25 Taler nebst 8 Klafter Holz" als Jahresgehalt bezog.¹ Er war damit auf die Privatpraxis angewiesen. Die Bestürzung, die die Anstellung eines zweiten Physicus in einem Bezirk bei dem ersten auslöste, läßt sich literaturmäßig belegen. Dem Ringen der Physici um z.B. durch Tod freigewordene Arztsitze, mit denen häufig auch Versorgung der Witwe und ihrer Kinder verbunden war, entsprangen denn wohl auch Vorschläge, der Landesfürst solle die Zahl der Ärzte begrenzen.² Dies alles läßt Fischer der gängigen Auffassung widersprechen, das 18. Jahrhundert sei das "goldene Zeitalter des ärztlichen Standes" gewesen.³

¹ Alfons Fischer, op.cit., II., S. 56.

² Ibid., S. 69 f.

³ Ibid.

Man muß diese Dinge kennen, um die Bedeutung des (erneuten) Entstehens von Krankenkassen -- es hatte sie vom 13. bis 16. Jahrhundert bereits gegeben -- für die Verbesserung der sozialen Lage der Ärzte richtig einzuschätzen. Denn dadurch wurden die Behandlungskosten auch der ärmeren Bevölkerungsschichten, die ja sonst kostenlos oder doch nicht kostendeckend hätten behandelt werden müssen, abgedeckt. Insbesondere da im 19. Jahrhundert die Klagen der Ärzte über ungenügende Einkünfte zunehmen und sie selbst von einem "Verarmen der Ärzte und ihrer Familien" -- so der Titel eines 1811 erschienenen anonymen Aufsatzes -- sprechen,¹ erwiesen sich Krankenkassen als derart nützlich, daß sie teilweise von Ärzten selbst (als sog. Arztsteuervereine) gegründet werden.

Ein anderer Ausweg aus der schlechten Lebenslage wurde in staatlicher Anstellung gesucht, die von nicht wenigen Ärzten immer wieder gefordert, teilweise von den Ländern auch verwirklicht wurde: z.B. in Nassau von 1818 bis zur Übernahme durch Preußen.² Interessanterweise wird zum Beispiel von Froriep 1844 das Wesen des Arztes als Staatsdiener mit zwei Merkmalen ärztlicher Tätigkeit begründet, die auch heute häufig herangezogen werden -- freilich, um gerade das Gegenteil zu beweisen:

¹ Alfons Fischer, op.cit., II., S. 376.

² Ibid., S. 377.

- der Arzt betreibe kein Gewerbe,
- der Arzt diene vor allem dem Gemeinwohl.¹

Bedeutsam für die ärztliche Lebenslage waren die preußische Gewerbeordnung vom 17. Januar 1845 und die sich daran anlehrende des Norddeutschen Bundes vom 21. Juni 1869. Durch diese wurde

- (1) die Approbation für Ärzte, Wundärzte und Apotheker vorgeschrieben und
- (2) die Gewerbefreiheit hergestellt.

Durch letztere war es auch Nichtärzten wieder gestattet, gewerbsmäßig Kranke zu behandeln. Die Ärzte unterstanden zwar den genannten Gewerbeordnungen, bildeten aber wegen des eher künstlerischen oder wissenschaftlichen Charakters ihrer Tätigkeit immer eine Sondergruppe. Der Arzt wurde nicht als Gewerbetreibender im Sinne der Gewerbeordnung angesehen und war durch eine Verfügung des preußischen Medizinalministers vom 14. November 1852 von der Gewerbesteuer befreit.²

Die Ärzteschaft hatte also nach allgemeiner Anschauung eine höhere Bestimmung als die bloße Einkommenserzielung. Die Honorierung der ärztlichen Leistung mußte daher eher als eine

¹ Ibid., S. 381.

² Rudolf Weise, "Die neue deutsche Gebührenordnung für Ärzte," Ärztliche Mitteilungen, 39. Jg. (1954), 457-63, hier: 457

Nebensache angesehen werden, die hinter der eigentlichen Aufgabe zurücktrat. Die dieser Anschauung entsprechende Honorierungsweise darf man sich also als durchaus üblich so vorstellen, wie sie der Neurologe Voss, der bis 1905 in Petersburg tätig war, schilderte.¹ Danach überreichte der (natürlich Privat-) Patient nach der Behandlung oder auch am Ende des Jahres dem Arzt ein Honorar nach eigenem Gutdünken. Eine genaue Spezifikation der Summe nach Zahl der Leistungen oder Zahl der behandelten Familienmitglieder war einem solchen Verfahren naturgemäß fremd, hätte auch dem Wesen des Honorars als eine Anerkennung für die Ganzheit der Leistung nicht entsprochen. Die Tätigkeit des Arztes war ein "nobile officium" und das Honorar, wie Schipperges schreibt: "Ehrensold, nicht für das, was geleistet wurde, sondern lediglich als Zeichen für das, was im Grunde unbezahlbar bleibt."²

Um die Mitte des 19. Jahrhunderts regten sich aber doch in der Ärzteschaft Bestrebungen wirtschaftlich schlechter gestellter jüngerer Ärzte, Rechnungen auszustellen.³

Das oben skizzierte Honorierungsverfahren, mit dem einige Ärzte zunächst nicht schlecht lebten, war freilich auf begüterte Privatpatienten

¹ Rudolf Weise, op.cit., 457.

² Heinrich Schipperges, Moderne Medizin im Spiegel der Geschichte (Stuttgart, 1970), S.

³ Rudolf Weise, op.cit., 457

zugeschnitten. Für Leistungen, die an den Staat oder in dessen Auftrag an Dritte oder an Arme gingen, mußte ein anderes Verfahren gewählt werden, und dafür waren die verschiedenen Medizinaltaxen vorgesehen. Diese wurden dann durch die erste Preußische Gebührenordnung vom 21.6.1815 abgelöst, die schon Höchst- und Mindestsätze kannte. Erstere galten für die Bezahlung gerichtlicher Medizinalpersonen, letztere für die Armenpraxis.

Zur Entwicklung und vor allem zur verbreiteten Anwendung der Gebührenordnung führten nach Weise zwei Gründe:

- das Aufkommen von Krankenversicherungen machte auch die Ablösung überkommener Honorierungsgewohnheiten erforderlich;
- die Konsolidierung des Rechtsstaates habe zur Zunahme von Rechtsstreitigkeiten beigetragen, die die Ansicht begünstigte, daß es Regelungen geben müsse, die einerseits dem Arzt, nämlich durch den Mindestsatz, und andererseits dem Patienten, durch den Höchstsatz, zu seinem Recht verhelfen.¹

Die Preugo vom 27.4.1896 machte denn auch die Mindestsätze für die Armen- und Sozialpraxis verbindlich (§2), ließ aber für alle anderen Patienten einen Honorierungsspielraum.

Von weitaus größerer historischer Tragweite dürfte aber der erstgenannte Punkt sein, den man

¹ Siehe R. Weise, "Die neue deutsche Gebührenordnung für Ärzte," Ärztliche Mitteilungen, 39. Jg. (1954), 457-63, hier: 457.

allerdings noch etwas konkretisieren muß:
 die entscheidende Veränderung wurde eingeleitet
 durch die Einführung der g e s e t z l i c h e n
 Krankenversicherung im Jahre 1883. Lüth weist
 mit Recht darauf hin, das Ausmaß des Umbruchs
 sei von der meist auf Kontinuität bedachten
 Medizingeschichte mit wenigen Ausnahmen nicht
 recht erkannt worden.¹ Zu diesen Ausnahmen
 gehört Ackerknecht, der schreibt:

Wenn der wissenschaftliche Fortschritt
 auf der gegenwärtigen Höhe gehalten werden
 kann, wenn die soziale Kluft zwischen
 medizinischem Wissen und der Möglichkeit,
 es der Mehrzahl der Bevölkerung nutzbar zu
 machen, überbrückt werden kann, ... dann
 würde der größte Teil der bisherigen
 Medizingeschichte für künftige Historiker
 und Ärzte zur "Vorgeschichte".²

Mit der gesetzlichen Krankenversicherung
 entsteht die Vielgestaltigkeit der gesamten
 Landschaft ärztlicher Versorgung, denn sie
 bringt erstens eine Zwangsversicherung für
 die breite Masse³ und zweitens neben deren

¹ Siehe P. Lüth, Niederlassung und Praxis. Eine kritische Einführung (Stuttgart, 1969), 23.

² E. H. Ackerknecht, Kurze Geschichte der Medizin (21967), 200.

³ Für einzelne Gruppen hatte es auch schon vorher die Pflichtmitgliedschaft gegeben; siehe: H. D. Goldammer, Die Beziehungen zwischen Kassenärztlichen Vereinigungen und Krankenkassen (Diss. Köln, 1964), 10 f.

Geld- nun auch das Sachleistungsprinzip und damit die Krankenkasse als die "Dritte im Bunde".

Diese beiden Hauptmerkmale der neuen Situation sind in Deutschland verantwortlich für die größere Komplexität der hier zu analysierenden Situation: die Ausdehnung des Versicherungszwangs, weil die damit zunächst nur potentiell verbundene¹ erhebliche Vergrößerung der ärztlichen Klientel die Nachfrage- und die spätere Erweiterung des Finanzspielraums der Kassen die Angebots-situation entscheidend prägen. Das Sachleistungsprinzip andererseits betrifft die Makroebene: die wechselvolle Geschichte des Verhältnisses zwischen Ärzten und Krankenkassen beginnt.

Die im folgenden zu erörternden vielfältigen Zusammenhänge auf der Angebots- und der Nachfrageseite bei ärztlichen Leistungen und natürlich die Beziehungen auf der Makroebene wären ohne diesen historischen Umbruch kaum denkbar.

¹ Goldammer entnimmt der Literatur, daß zwei Jahre nach Einführung der GKV nur 9.6%, um die Jahrhundertwende aber schon ein Drittel der Bevölkerung durch die soziale Krankenversicherung erfaßt waren; siehe Ibid., 13.

Die weitere Entwicklung wird fast
literatureinheitlich¹ in die folgenden
Perioden eingeteilt:

- von 1883 bis zum Berliner Abkommen (23.12.1913),
gekennzeichnet durch eine starke Stellung der
Kassen gegenüber den Ärzten -- besonders
nach der ersten Novelle des Krankenversicherungs-
gesetzes vom 10. 4. 1892. Üblich war der
Vertrag der Kasse mit dem einzelnen Arzt.
- Vom 23. 12. 1913 bis zur näheren gesetzlichen
Regelung des Kassen/Arzt-Verhältnisses
(31. 12. 1923): Einzelverträge bleiben die
Regel, jedoch werden sie der Form nach von
einem Vertragsausschuß der Ärzte und Kassen
festgelegt.
- Vom 31. 12. 1923 bis 8. 12. 1931: Weitergeltung
wichtiger Regelungen des Berliner Abkommens
durch die Verordnung über Ärzte und Kranken-
kassen, erlassen aufgrund des Ermächtigungs-
gesetzes.
- Von 1931 bis 1933: Notverordnung des Reichs-
präsidenten und der Reichsregierung -- die
Ärzteschaft akzeptiert das mit dem Grund-
lohn gekoppelte Kopfpauschale; Vereinheitlichung
der kassenärztlichen Versorgung durch Übernahme
des zentral vereinbarten Musters eines Mantel-
vertrages durch die Unterverbände.

¹ Siehe G. Heinemann, R. Liebold, P. J.
Heinemann, Kassenarztrecht, 3 Bde. (Berlin,
Wiesbaden, 1976), 11 - 36; T. Siebeck, Ver-
trags- und Vergütungssystem im Kassenarztrecht
(Bad Godesberg, 1964), 11 - 36; J. Hadrich,
Die Arztfrage in der deutschen Sozialver-
sicherung. Ihre soziologischen und wirtschaft-
lichen Probleme (Berlin, 1955), 12; H.-D.
Goldammer, Die Beziehungen zwischen Kassen-
ärztlichen Vereinigungen und Krankenkassen
(Diss. Köln, 1964), 10 - 64.

- Von 1933 bis 1945: Zentralisierung des Systems der kassenärztlichen Versorgung (2. 8. 1933 Schaffung der Kassenärztlichen Vereinigung Deutschlands durch Verordnung), später Honorierung der Ärzte durch einen Pauschalbetrag pro Krankenschein.
- Von 1945 bis 1955: Dezentralisierung besonders der ärztlichen Großorganisationen; Bemühungen um eine neue Grundlegung des Kassenarztrechts, vielfach weiter Honorierung nach Zahl der Krankenscheine.
- Ab 17. 8. 1955: Gesetz über Kassenarztrecht (GKAR), in der Folgezeit Erweiterung der Kassenpflichtleistungen.

Die vielfältigen historischen Wandlungen, die in einer solchen Übersicht nur angedeutet werden können, und die Verlagerung des Interesses seit dem Berliner Abkommen auf die Beziehungen zwischen Krankenkassen und Ärzteverbänden führten in Deutschland zu einer Fülle von aus praktischer Erfahrung fließenden Hypothesen über die Konsequenzen gesetzlicher und vertraglicher Regelungen auf relativ hohem Aggregationsniveau. Aufgrund der geschichtlichen Erfahrungen werden Arzteinkommen bis heute als sehr stark abhängig gesehen von der jeweiligen institutionellen Ausgestaltung der Beziehungen zwischen Krankenkassen und Ärzten. Die Frage nach den Bestimmungsgründen ärztlicher Einkommen wird aus dieser Sicht meist auf der Makroebene beantwortet: man arbeitet mit Durchschnittseinkommen d e r Ärzte (oder auch als weitestgehende Disaggregation: einzelner Fachgruppen), gesamtwirtschaftlicher Morbidität, Durchschnittsfallwerten u. ä. Auch die Versuche, die reichlich

vorhandenen Alltagserfahrungen in einem geschlossenen Theoriegebäude zusammenzufügen,¹ oder auf eine amtlich-statistisch abgesicherte empirische Basis zu stellen,² konzentrieren sich auf die Erklärung der funktionellen Einkommensverteilung in der kassenärztlichen Versorgung.

Vor dem Hintergrund der geschichtlichen Entwicklung seit der Jahrhundertwende und angesichts des gesamtwirtschaftlichen Gewichtes der betrachteten Aggregate war und ist diese Vorgehensweise fruchtbar. Sie bedarf jedoch, wie die jüngsten Diskussionen zeigen, der Ergänzung auf niedrigerem Aggregationsniveau.

¹ Siehe Ph. Herder-Dorneich, Sozialökonomischer Grundriß der Gesetzlichen Krankenversicherung (Stuttgart, Berlin, Köln, Mainz, 1966) -- Herder-Dorneichs Arbeiten sind geradezu typisch für den Versuch, die Theoriebildung auf dem Gebiet der gesetzlichen Krankenversicherung durch e r h ö h t e Aggregation voranzutreiben. Selbst in der "Elementaranalyse" sind die kleinsten betrachteten Einheiten solche durch "Einheit des Verhaltens" gekennzeichneten Gebilde wie "die Versicherten", "die Kassen", "die Kassenverbände", "die Ärzte" etc. (Siehe Ph. Herder-Dorneich, "Ansatzpunkte zu einer Sozialpolitiklehre der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV)," in: W. Schreiber (Hg.), Gesetzliche Krankenversicherung in einer freiheitlichen Gesellschaft. Analysen und Probleme (Berlin, 1963), 133 - 198, hier: 135.)

² Als bisher wohl gründlichste Arbeit dazu: Gesellschaft für Sozialen Fortschritt e.V., Der Wandel der Stellung des Arztes im Einkommensgefüge. Arztelkommen, Honorierungssystem und ärztliche Tätigkeit (Berlin, 1974).

II. DAS EXPLANANDUM:

DARSTELLUNG DER ÄRZTLICHEN EINKOMMENSITUATION
IM JAHRE 1971

1. Einkommen: ein Indikator mit Problemen

Bohnet¹ weist zu Recht zwei Grundzüge auf, denen eine praxisrelevante Theorie der Einkommensverteilung folgen müsse:

- es sei in Hinblick auf die Bedürfnisse des Wirtschafts- (man könnte hinzufügen: und des Finanz-)politikers erforderlich, neben der funktionellen verstärkt auch die personelle Einkommensverteilung wissenschaftlich zu behandeln;
- es sei im Zeichen der Geldentwertung notwendig geworden, statt der personellen Nominaleinkommensverteilung die Realeinkommensverteilung zu untersuchen -- aber auch dies stelle "noch kein ausreichendes Fundament für die Beurteilung einer Situation bzw. Entwicklung des Verteilungsbildes"² dar, denn letztlich komme es ja auf den individuellen Nutzen an, den ein Individuum aus dem ihm zur Verfügung stehenden Realeinkommen zieht. Der Weg müsse also von der Realeinkommensverteilung letztlich zur Nutzenverteilung führen.

Einen möglichen Zwischenschritt und ein über das Nutzenkonzept hinausgehendes Vorhaben erwähnt Bohnet nicht: statt sich auf die Momentaufnahme einer Einkommensverteilung zu beschränken, könnte man das Integral aller Einkommensströme über das

¹ Armin Bohnet, Zur Theorie der personellen Einkommensverteilung (Stuttgart, Berlin, Köln, Mainz, 1967), 7.

² Ibid.

Arbeitsleben eines Individuums zu erfassen versuchen; damit wäre es möglich, solche Einkommensveränderungen auszuschalten, die sich bei genauem Hinsehen als nicht anhaltend herausstellen. Außerdem könnten, was viel bedeutsamer ist, die sehr unterschiedlichen Lebens-einkommenskurven der Angehörigen mannigfaltiger sozialer Gruppen berücksichtigt werden.

Gerade die Diskussion über die Arzteinkommen hat außerdem gezeigt, wie schwer ein Einkommensvergleich werden kann, wenn zwei Personengesamtheiten betrachtet werden, die die Finanzierung ihres Lebensabends auf ganz verschiedene Weise gestalten. Während die einen sich auch nach dem Ausscheiden aus dem Erwerbsleben dynamisch wachsende Einkünfte mittels eines "Generationenvertrages" sichern, müssen die anderen von dem angesammelten Kapitalstock zehren. Auch eine mechanische Einbeziehung der Vermögensverteilung in diese Betrachtung könnte hier nicht viel weiter helfen, da das Vermögen bei den beiden betrachteten Gruppen eine ganz andere Funktion hat.

Viel einschneidender noch als die bisher genannten Monita ist der Einwand, daß man auch die Verteilung aller nichtpekuniären Vor- und Nachteile, die das Berufsleben oder allgemeiner: die gesamte gesellschaftliche Stellung eines Menschen diesem bringt, bedenken müsse. Verteilt werden nicht -- auch noch so differenziert gesehene -- Einkommen, verteilt werden Lebenslagen.¹ Das Lebens-

¹ Diese Wendung ist von G. Weissner übernommen; siehe unten.

lagekonzept geht insofern über das Nutzenkonzept hinaus, als der Nutzen immer nur eine Funktion der in die Verfügungsgewalt eines Menschen gelangten Güter ist.

Die Einführung des Nutzens in das ökonomische Denken wird als die Wende von der klassischen zur modernen ökonomischen Theorie angesehen.¹ Wenn man die Nutzenfunktionen Gossens, Jevons und Edgeworths Revue passieren läßt:

$$\text{Gossen: } U = K + (a_1 x_1 - b_1 x_1^2) + (a_2 x_2 - b_2 x_2^2) + \dots,$$

$$\text{Jevons: } U = V_1(x_1) + V_2(x_2) + \dots + V_n(x_n),$$

$$\text{Edge-} \\ \text{worth : } U = \text{PHI}(x_1, \dots, x_n)$$

mit:

$$\text{PHI} = \frac{\partial^2 \text{PHI}}{\partial x_i \partial x_j} \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 0 \quad (i \neq j) \quad 2$$

so treten als einzige "Inputs", die das Individuum dann in Nutzen verwandelt, immer nur die Gütermengen $x_1 \dots x_n$ auf -- wir hören nichts von all den Einflüssen, die im wirklichen Leben im Gegensatz zu der hier aufgebauten Scheinwelt menschliches Glück und Wohlbefinden bestimmen. Hier kann die Lebenslageforschung wichtige Beiträge zu einer Erweiterung der Perspektive liefern.

2. Der Weissersche Ansatz als das umfassendste Konzept zur Darstellung der Position eines Individuums oder einer Gruppe von Individuen in der Gesellschaft

"Verteilt" wird nicht nur Geldeinkommen. Es handelt sich um alle Umstände der Bedarfs-

¹ P. A. Samuelson, Foundations of Economic

deckung, in die der einzelne gestellt wird. Verteilt werden Lebenslagen."¹ -- Die in dieser Äußerung Weissers zum Ausdruck gebrachte Kritik an Untersuchungen der Einkommensverteilung und Nennung einer Gegenkonzeption scheint uns auch und gerade im vorliegenden Zusammenhang von außerordentlicher Bedeutung zu sein, besonders weil wir uns in den folgenden Teilen vorwiegend mit der Verteilung der Einkommen beschäftigen werden. Weissers Lebenslagekonzept gemahnt uns an die Begrenztheit einer nur einkommensorientierten Analyse und fordert uns auf, nach Erweiterungen zu suchen.

Demnach hätte es auf den ersten Blick näher gelegen, die Bestimmungsgründe der ärztlichen Lebenslage zu untersuchen. Indes wäre eine solche Analyse zu anspruchsvoll gewesen, als daß man sie im begrenzten Rahmen der vorliegenden Arbeit hätte leisten können. Von daher erschien es uns zweckdienlicher, die Lebenslagekonzeption als das Ziel anzusehen, für welches diese Arbeit nur den ersten Schritt darstellen soll. Denn als falsch wird man bei aller Kritik an einem einkommensorientierten Konzept dieses nur dann ansehen können, wenn es für sich in Anspruch nähme, umfassend zu sein.

Die Weissersche Konzeption soll hier nur kurz skizziert werden, da Hillen bereits ihre

Analysis (Cambridge, 1963), 90 ff.

² Ibid., 93.

¹ G. Weisser, "Grundsätze der Verteilungspolitik," in: Soziale Sicherheit, hrsg. v. B. Külpe u. W. Schreiber (Köln, Berlin, 1971), 110-135, hier: 110.

Ursprünge und Wandlungen ausführlich dargestellt hat.¹

Bei Weisser steht die Lebenslage auch im Mittelpunkt der Tätigkeit des (praktischen und theoretischen) Sozialpolitikers, denn: "Die Sozialpolitik hat es mit Maßnahmen zur Beeinflussung der Lebenslage der sozial schwachen Gesellschaftsgruppen zu tun."²

Diese Definition des Objektbereichs der Sozialpolitik ist, was vermutlich nicht Weissers Absicht war, in einer Weise einschränkend, die es nicht gestattet, wenn man auf vorgängige Kenntnis der Dinge zurückgreift, auch die Analyse der ärztlichen Lebenslage zur Sozialpolitik zu rechnen. Ob es vom traditionellen Arbeitsgebiet der Sozialpolitiklehre her gerechtfertigt ist, Lebenslage und Einkommen von Ärzten, die wohl bei allen Verhandlungen zwischen Kassenärztlichen Vereinigungen und Kassen zumindest implizit eine Rolle spielen, definitorisch aus dem Objektbereich der Disziplin auszuschließen, sei hier dahingestellt; wichtig ist aber, welch zentrale Rolle der Lebenslageanalyse in der Sozialpolitiklehre zukommt.

Auch Schreiber stellt bei seinen Untersuchungen auf die Lebenslage ab: "was wir studieren

¹ K. B. Hillen, Lebenslageforschung in den Sozialwissenschaften, insbesondere in der Sozialpolitik. Dargestellt am Beispiel der Lebenslage von Arbeitnehmern nach einem Arbeitsplatzverlust (Diss. Bochum, 1975).

² G. Weisser, Art. "Soziale Sicherheit," HdSW Bd. 9 (Stuttgart, Tübingen, Göttingen, 1956), 396.

müssen, ... ist die Lebenslage des Menschen im Zeitalter des Industrialismus ..."¹.

Eine ähnliche Auffassung vertritt Lampert, wenn er davon spricht, die Sozialpolitik habe "die wirtschaftlichen Lebensbedingungen von Einzelnen und sozialen Gruppen sowie deren soziale Stellung ... zu beeinflussen"².

Wenn Schreiber auch nicht die Beschränkung des Objektbereiches der Sozialpolitik auf schwache und gefährdete Schichten übernimmt, so geht doch aus dem Zusammenhang des Angeführten hervor, daß er vornehmlich diejenigen im Auge hatte, für die eine Sicherung des Alters aus eigenen Kräften und eigenem Antrieb nur in seltenen Fällen in Frage kommt. Lampert äußert sich in dieser Hinsicht allgemeiner (s.o.).

Die angeführten Autoren sind nur Beispiele für die Tatsache, daß es eine nahezu vollständige Einmütigkeit unter den mit theoretischer und/oder praktischer Sozialpolitik Befassten gibt: es reicht nicht aus, zur Beurteilung der Gesamtsituation eines Menschen oder einer Gruppe von Menschen nur wenige (und dann meist ökonomische) Kennziffern heranzuziehen.³

¹ W. Schreiber, "Existenzsicherheit in der industriellen Gesellschaft," in: Soziale Sicherheit, hrsg. v. B. Külpe u. W. Schreiber (Köln, Berlin, 1971), 276-309, hier: 279.

² H. Lampert, Art. "Sozialpolitik," in: Evang. Soziallexikon (Stuttgart, 1966), Sp. 2077 ff., hier: Sp. 2085.

Diese Erkenntnis, die, wie gesagt, bei Sozialpolitikern schon früh verbreitet war und bereits vor Weisser dezidiert geäußert wurde, hat in neuerer Zeit auch zunehmende Verbreitung in Ökonomie und Finanzwissenschaft gefunden und wurde dort gerade in den letzten Jahren mit einer Begeisterung gefeiert, die wohl zu einem beträchtlichen Teil daher rührte, daß man meinte, einem vollkommen neuen Gedanken nachzugehen. Tatsächlich aber läßt sich die auch das sogenannte "social indicator movement" tragende Grundidee mindestens bis in die Schriften Otto Neuraths und Kurt Grellings, wahrscheinlich sogar weiter, zurückverfolgen.¹

³ Siehe zusammenfassend: K. B. Hillen, op.cit., 47.

¹ Zu den dogmenhistorischen Ursprüngen der Weisserschen Konzeption: K. B. Hillen, op.cit., 57 - 64; als einer der Ursprünge der Sozialindikatoren Diskussion: H. E. Pipping, "The Concept Standard of Life," in: Essays in Honor of Gustav Cassel (London, 1933), 505 ff., übersetzt wiederabgedruckt als: "Das Konzept des Lebensstandards," in: G. Kirsch, W. Wittmann (eds.), Nationale Ziele und Soziale Indikatoren (Stuttgart, 1975), 57 - 68; als einer der Initiatoren der neuen "Bewegung": M. Olson, "New Problems for Social Policy: The Rational of Social Indicators and Social Reporting," International Institute for Labor Studies, Bull. 7, June 1970, wiederabgedruckt: "Neue Probleme für die Sozialpolitik: die Rationalität Sozialer Indikatoren und Sozialer Berichterstattung," in: G. Kirsch, W. Wittmann (eds.), Nationale Ziele und Soziale Indikatoren (Stuttgart, 1975), 144-159. Daß es schon im 19. Jahrhundert sog. Generalkennziffern zur Charakterisierung der völkischen Wohlstandsverfassung (erster Versuch 1887 von Neumann-Spallart) gab, belegt Charlotte Lorenz, Forschungslehre der Sozialstatistik, II. Bd., Angewandte Sozialstatistik. Bevölkerungsstatistik und spezielle Sozialstatistik (Berlin, 1963), 320ff.

Was meint nun der Begriff "Lebenslage"? Es handelt sich um eine zwar reale, aber nicht unbedingt realisierte Größe¹: den "Spielraum, den einem Menschen (einer Gruppe von Menschen) die äußeren Umstände nachhaltig für die Befriedigung der Interessen bieten, die den Sinn seines Lebens bestimmen"². Einen Katalog solcher Interessen gibt Weisser in seinen "Bemerkungen zur anthropologischen Grundlage ..." ³; er umfaßt z.B.:

- Wohlstandsstreben,
- soziales Existenzminimum,
- Einkommen,
- Vermögen,
- Gegenstände des Gemeinbedarfs,
- Vorsorge,
- keine Steuerung,
- keine Abhängigkeit,
- aktive Teilnahme am Wirtschaftsleben,
- Selbstbestimmung des wirtschaftlichen Handelns,
- Gemeinschaft beim Wirtschaften,
- Arbeitsfreude,
- wenig Arbeitsmühe,
- Freiheit der Berufswahl,
- Freizügigkeit,
- Ansehen aus der Wirtschaftstätigkeit und
- sozialer Aufstieg.

¹ Siehe K. B. Hillen, op.cit., 67.

² G. Weisser, Art. "Wirtschaft", in: Handbuch der Soziologie, hrsg. v. W. Ziegenfuß (Stuttgart, 1956), 970-1101, hier: 986.

³ Der Katalog wird bei T. Thiemeyer ohne nähere Quellenangabe wiedergegeben: T. Thiemeyer, "Die Überwindung des wohlfahrtsökonomischen Formalismus bei Gerhard Weisser," in: F. Karrenberg, H. Albert (Hgg.), Sozialwissenschaft und Gesellschaftsgestaltung. Festschrift für Gerhard Weisser (Berlin, 1963),

Später¹ hat Weisser bei der Lebenslage-
definition auf die Nachhaltigkeit des Spiel-
raums der Interessenbefriedigung verzichtet
-- offenbar, weil auch kurzzeitige Veränderungen
sozialpolitisch von Interesse sind: z.B. wenn
ein Arbeitnehmer seinen Arbeitsplatz verliert.
Verändert hat er auch die Wendung "Befriedi-
gung der Interessen". Dies dürfte auf die
Überlegung zurückzuführen sein, daß nicht
alle Interessen eines Individuums, und seien
sie noch so spontan und kurzlebig, von der
Sozialpolitik als maßgeblich angesehen werden
können. Vielmehr geht es um die "Grundan-
liegen", die dem Menschen durch un-
behinderte und gründliche Selbstbesinnung
klargeworden sind.

Geht man die Liste der von Weisser
genannten Interessen noch einmal durch und be-
hält dabei im Auge, daß uns hier besonders
die Lebenslage der Ärzte interessiert, so

131 - 149, hier: 141. Thiemeyers Arbeit
sollte auch zur Frage der Einordnung des
Weisserschen Lebenslage-Konzeptes in die
Ökonomie und zur Abgrenzung gegenüber der
Wohlfahrtsökonomie herangezogen werden.
Zu dem Interessenkatalog ferner: K. B. Hillen,
op.cit., 75, Fußnote 2.

¹ Siehe G. Weisser, Art. "Distribution II," HdSW
(Stuttgart, Tübingen, Göttingen, 1959), 635 -
654, hier: 635.

scheint die Stellung des niedergelassenen Arztes einige davon in geradezu typischer Weise zu gewährleisten, z.B. Selbstbestimmung des wirtschaftlichen Handelns, Arbeitsfreude, Ansehen aus der Wirtschaftstätigkeit, Einkommen, keine Abhängigkeit etc.; dies sind vorwiegend nichtpekuniäre Vorteile, die (neben den nichtpekuniären Nachteilen, die ebenfalls aus der Liste zu ermitteln sind) bei einer am oberflächlichen Einkommensbegriff orientierten Betrachtung keine gebührende Berücksichtigung finden. Wie aber können sie berücksichtigt werden? Offenbar stehen wir vor dem Problem, beim Vergleich von Lebenslagen vieldimensionale Vektoren in eine ordnende Relation zueinander bringen zu müssen -- was immer dann schwierig wird, wenn nicht alle Elemente eines dieser Vektoren größer sind als die des anderen.

Hillen scheint das Problem der Vergleichbarkeit von Lebenslagen nicht zu sehen, wenn er bei dem von ihm so genannten "pragmatischen" Lebenslagebegriff lediglich von der Konzeption her Operationalisierbarkeit verlangt. Diese ist zwar notwendig, aber nicht hinreichend, wenn es -- um ein Beispiel zu nennen -- darum geht, einen praktischen Arzt, der mehr Arbeitsfreude, aber auch viel Arbeitsmühe (Arbeitszeit außerhalb der Sprechstunden, Notfalldienst etc.) hat, mit einem kleinen Gewerbetreibenden zu vergleichen, bei dem man weniger Arbeitsfreude, aber auch weniger Arbeitsmühe festgestellt haben möge. Dazu müßte man die subjektiven Grenzzraten der Substitution zwischen den Interessen kennen und interpersonelle Vergleichbarkeit sicherstellen.

Wie man sieht, läßt sich kaum eine umfassendere Konzeption zur Ermittlung der Gesamtlage eines Menschen vorstellen als die Lebenslageanalyse. Insofern erscheint es nicht ganz unberechtigt, Lebenslageforschung als einen Extremtyp¹ auf dem Gebiet der Erfassung und Erforschung von Sozialkennziffern anzusehen. Man wird mit dem verfügbaren Apparat an Forschungsressourcen wahrscheinlich nie eine befriedigende Darstellung einer Lebenslage geben können -- die erschreckend anwachsenden Datenwerke von Sozialindikatorenforschungen stellen in dieser Hinsicht bereits heute eine Art Mahnmal dar. Wenn man den Extremtyp "Lebenslageforschung" auch nicht zu erreichen vermag, so bildet er zusammen mit dem Extremtyp auf der anderen Seite der gleitenden Skala, den man mit "theorieloser Teilindikatorerfassung" bezeichnen könnte, doch ein äußerst fruchtbares Instrument zur Ordnung von Sozialindikatorenforschungen.

In dem so umrissenen Spektrum der denkbaren Ansätze beginnt vorliegende Untersuchung recht weit von der eigentlichen Lebenslageforschung entfernt in der Nähe des entgegengesetzten Extrems.

¹ Dazu: C. G. Hempel, P. Oppenheim, Der Typusbegriff im Lichte der neuen Logik. Wissenschaftstheoretische Untersuchung zur Konstitutionsforschung und Psychologie (Leiden, 1936).

3. Die Umsatz- und Reinertragssituation aller 1971 erfaßten Arztpraxen

a) Statistische Quellen und Aufbereitungsformen

(1) Die Kostenstrukturerhebung des Statistischen Bundesamtes

Die wichtigste Quelle für die hier darzustellenden einkommensrelevanten Zusammenhänge bei den niedergelassenen Ärzten bilden die vom Statistischen Bundesamt durchgeführten laufenden Kostenstrukturerhebungen.¹ Ihre rechtliche Grundlage ist das Gesetz über Kostenstrukturstatistik (KoStrukStatG) vom 12. 5. 1959 (BGBl. I, 245). Berichtsjahre für die Erhebung über die Freien Berufe sind: 1959, 1963, 1967, 1971, 1975 etc. Erhebungsjahr ist das jeweils dem Berichtsjahr folgende Kalender- oder Geschäftsjahr. Als Erhebungstatbestände schreibt das Gesetz vor:

aa) den Wert

- des steuerlichen und wirtschaftlichen Umsatzes
- des Warenbestandes
- der selbsterstellten Anlagen

bb) den Wert des Wareneingangs

cc) die Kosten, untergliedert nach Kostenarten

dd) die beschäftigten Personen.

Die Teilnahme an der repräsentativen (5%-) Stichprobenerhebung ist freiwillig. Die Auswertung

¹ Statistisches Bundesamt, Unternehmen und Arbeitsstätten, Reihe 1, Die Kostenstruktur in der Wirtschaft, Heft 1: Freie Berufe, Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte (Stuttgart u. Mainz, 1973) als bisher letzte Erhebung; im Sommer 1977 ist mit der nächsten zu rechnen.

liegt beim Statistischen Bundesamt, das bei der Erhebung des Materials auf die Hilfe der Statistischen Landesämter und der betreffenden Berufsorganisationen zurückgreift. Ungefähr jedem 6. niedergelassenen Arzt oder Zahnarzt wurden beispielsweise im Jahre 1968 die Erhebungsunterlagen zugesendet.

Bei der Arbeit mit der Kostenstruktur-erhebung steht die Forschung vor dem Problem, Daten auswerten zu müssen, die bereits weitgehend aufbereitet sind. Es ist immer etwas ungenauer, Verteilungsparameter auf der Grundlage klassierter Daten statt des Urmaterials zu errechnen. Eklatante Nachteile ergeben sich jedoch aus der Klassierung bei Regressions- und Faktorenanalysen. Aus den 1972 beim Statistischen Bundesamt erfaßten 4124 Fragebögen von Ärzten, Zahnärzten und Tierärzten ließe sich durchaus ein relativ umfassendes und präzises Bild z.B. des ärztlichen Produktionsprozesses zeichnen. Die Bearbeitung des Primärmaterials wäre auch insofern unproblematisch, als es in ausgezeichneter Form und zur Wahrung der Geheimhaltung mit Codeziffern versehen vorliegt. Leider ist es jedoch nach Auskunft des Statistischen Bundesamtes diesem aufgrund gesetzlicher Bestimmungen nicht möglich, dem Interessierten die Informationen in anderer Form als der veröffentlichten zur Verfügung zu stellen. Daher müssen wir alle Anstrengungen unternehmen, aus dem Vorhandenen die größtmögliche Menge an Informationen zu extrahieren. Wenn auch die aufbereitete Form des Datenmaterials kaum befriedigen kann, so ist es doch möglich, ihm mehr zu entnehmen, als bisher ausgenützt worden ist.

Besonders die Gruppierung der Daten gestattet die Ermittlung von Zusammenhängen in einer Fülle, die auf dem hier zur Verfügung stehenden Raum nicht ausgeschöpft werden kann. Im einzelnen sind die Daten gruppiert nach:

- Erhebungsjahren (also 1959, 1963, 1967, 1971)
- Gesamtleistung (Einteilung in Umsatzgrößenklassen)
- Praxistyp (Allgemeinmediziner, Facharzt, Zahnarzt, einzelne Fachrichtungen)
- Standort der Praxis (4 Gemeindegroßenklassen)
- Praxiseröffnungsjahr (4 Eröffnungsjahrklassen).

Weitere Gruppierungen kann man näherungsweise errechnen, z.B. nach

- Reinertrag der Praxen
- der Größe einzelner Kostenarten sowie der Gesamtkosten.

Hinter den Gruppierungen stehen meist schon Hypothesen über die Determinanten für Strukturunterschiede. Daß der Standort der Praxis einen Einfluß auf ihre Gesamtleistung haben könnte oder daß ein solcher Einfluß vom Alter des Praxisinhabers ausgeht, sind solche Hypothesen. In dem vorliegenden Kapitel werden Häufigkeitsverteilungen und Summenhäufigkeitskurven vorgestellt: grundlegendes Merkmal, nach dem klassiert wird, ist die Gesamtleistung der Praxen -- diese Klassierung ist durch die Kostenstrukturerhebung vorgegeben. Daraus werden wir, durch das hier geäußerte Erkenntnisinteresse nahegelegt, Häufigkeiten für Reinertragsklassen zu berechnen versuchen.

Diese beiden genannten Klassierungen lassen sich nun in vielerlei Hinsicht differenzieren: nach Erhebungsjahren, Praxistypen, Praxisstandorten, Praxiseröffnungsjahren etc.

(2) Die Untersuchung W. A. S. Kochs

Während die Kostenstrukturerhebung sich auf die Erfassung rein ökonomischer Sachverhalte beschränkt, hat W. A. S. Koch in einer Untersuchung über die Angehörigen Freier Berufe in Schleswig-Holstein auch Merkmale erhoben, die schon weitere Einblicke in die Lebenslage der erfaßten Personengesamtheit gestattet.¹ Nachteilig dürfte sich hier allerdings die zeit- und kostenbedingte Beschränkung auf ein Bundesland auswirken, das in mehrfacher Hinsicht von den anderen Bundesländern abweicht.²

Koch erfaßt folgende Strukturmerkmale bei den hier besonders interessierenden Berufsgruppen der Ärzte und Zahnärzte:

Merkmale im Zusammenhang mit

- der Praxisgründung
- der Praxisführung (Gemeinschafts-/Einzelpraxis)
- der Mitarbeiter (berufl. Status, Zahl)
- der Umsätze und Kosten
- Patientenzahlen
- Arbeitszeiten und Urlaubsgepflogenheiten
- Einstellung zur Arbeitszeitverkürzung
- Beginn des Ruhestandes.

¹ W. A. S. Koch, Strukturmerkmale ausgewählter Freier Berufe -- Ergebnisse einer empirischen Untersuchung in Schleswig-Holstein. Beiträge zur Mittelstandsforschung, Heft 14 (Göttingen, 1976).

² Als ein gewisser Mangel der Arbeit muß auch erwähnt werden, daß sich in ihr nur ein einziges Mal eine Angabe über das Berichtsjahr findet -- zumindest für die Umsatz- und Kostendaten können wir der Kopfzeile der Tabelle 5 (Ibid., 17) entnehmen, daß sie aus dem Jahr 1973 stammen.

(3) Andere Quellen

Für Einzelfragen kann ferner auf die Ärzteanalyse¹ und auf einige Angaben bei S. Häussler² zurückgegriffen werden.

Die Ärzteanalyse ist zu großen Teilen das Ergebnis einer gesonderten Auswertung von Daten aus der Volks- und Berufszählung des Jahres 1961 mit Ergänzungen auf den Stand von 1967. Die Untersuchung hat neben der Aufgabe allgemeiner Deskription besonders eine Prognose des zukünftigen Ärztebedarfs, der sich aus Ersatz- und Neubedarf zusammensetzt, zum Ziel. Die durch die Volkszählung ermöglichte und alle 10 Jahre etwa stattfindende große Bestandsaufnahme ergänzt die laufende Erfassung der im Gesundheitswesen tätigen Personen durch Gesundheitsämter und Standesorganisationen.³ Neben demographischen Angaben über die Ärzteschaft, Gruppierungen nach der Stellung im Beruf, Fachausbildung etc. finden wir auch Material zur Wochenarbeitszeit, zum Ausscheiden aus der Berufstätigkeit, Lebensverlaufs-kurven, internationale Vergleiche u.ä.

¹ Zahl, Struktur und Nachwuchsbedarf der Ärzte. Ergebnisse der Volks- und Berufszählung 1961, ergänzt auf den Stand 1967 von Siegfried Koller u.a., hrsg. v. Bundesministerium für Jugend, Familie und Gesundheit (Bonn, 1970).

² S. Häussler, Die Weiterbildung zum Arzt für Allgemeinmedizin (Stuttgart, 1969), hier: Kap. II "Eigene Untersuchungen über die Auswirkungen der Weiterbildung auf die spätere Tätigkeit des praktischen Arztes", 53-88.

³ Weiteres zur Erfassung der Ärzte in der deutschen Statistik in: Ärzteanalyse: Zahl, Struktur ... (Fußnote 1), 16 ff.

Häusslers Angaben sind in Hinblick auf sein spezielles Untersuchungsziel erhoben. Er möchte eine Gruppe solcher Mediziner, die als praktische Ärzte eine Facharztausbildung abgeschlossen haben, mit einer ansonsten gleich strukturierten Gruppe von Ärzten, die aber nicht als Fachärzte ausgebildet sind, vergleichen.

Auch die Häusslersche Untersuchung ist regional begrenzt, denn es werden nur die Abrechnungsunterlagen der Quartale IV/1965 und IV/1966 von Ärzten, die in den Zulassungsakten der Kassenärztlichen Vereinigung Nord-Württemberg erfaßt sind, ausgewertet.¹ Dennoch können, gerade was Zahl und Struktur der von RVO-Kassen abgerechneten Leistungen angeht, interessante Schlüsse gezogen werden.

b) Häufigkeits- und Verteilungsfunktion für
Umsatz und Gewinn aller 1971 erfaßten Praxen

(1) Häufigkeits- und Verteilungsfunktion
für den Umsatz aller 1971 erfaßten
Praxen

Die populäre Diskussion um die ärztliche Einkommenssituation geht meist in folgender Weise vor:

¹ S. Häussler, op.cit., 54 f.

- erstens bemüht man sich, eine geeignete Kennziffer für die ärztliche Einkommenssituation zu finden und
- zweitens soll die gefundene Kennziffer dann verglichen werden mit ähnlichen Kennziffern für die Einkommenssituation aller übrigen Gesellschaftsmitglieder, der GKV-Versicherten oder Angehöriger anderer Freier Berufe.

Die einfachsten Kennziffern zur Beantwortung der erstgenannten Fragestellung sind sicherlich das arithmetische Mittel und der Median -- sie sind zugleich aber auch jene Kennziffern, mittels derer eine gegebene Informationsmenge derart verdichtet wird, daß dem Einwand, hier werde mehr Information vorenthalten denn aufbereitet, kaum noch etwas entgegenzuhalten ist. Zudem fallen beide Lageparameter bei schiefen Verteilungen nicht zusammen, so daß stets auch der Streit schon vorprogrammiert ist, welcher von beiden Werten denn nun der "richtige" ist. Liegt das arithmetische Mittel über dem Median, weil die betrachtete Häufigkeitsverteilung rechtsschief ist, dann wird jemand, der die Gesamteinkommenssituation als schlecht darstellen will, auf dem Median bestehen, während andere, die dieselbe Situation als (zu) gut betrachten, eher zum arithmetischen Mittel neigen.¹ Hätte man genügend "Ausreißer" in den unteren Einkommensschichten, dann wäre zu erwarten, daß sich die Fronten umkehren.

¹ So argumentiert z.B. J. Stockhausen, "Soll und Haben in der Arztpraxis," Deutsches Ärzteblatt, 1965, 1869-1880, hier: 1870 folgendermaßen: "Welch erhebliches Gewicht die höheren Umsatzgrößenklassen in der Statistik haben, obwohl auf sie verhältnismäßig wenig Ärzte entfallen, läßt sich ... leicht erkennen. Diese

Da der Streit offenbar darauf beruht, daß man, um dem mangelhaft comprehensiven menschlichen Denken entgegenzukommen, starke Datenreduktionen vornimmt, liegt es nahe, das Ausgangsmaterial noch einmal, dieses Mal aber anders komprimiert, auszubreiten.

Abbildung 1 zeigt Häufigkeitsverteilung (a) und Verteilungsfunktion (b) der Umsätze aller durch die vorliegende Stichprobe erfaßten Praxen, also von Allgemein- und Fachärzten, wie sie aus Tabelle 1 zu entnehmen sind.

Die aus den klassierten Werten errechneten Lage- und Streuungsparameter sind:

arithmetisches Mittel	$\bar{x}$	=	180 196 DM
Median ¹	$\tilde{x}$	=	163 039 DM
Standardabweichung	s	=	91 202 DM
Variationskoeffizient	v	=	0.50613

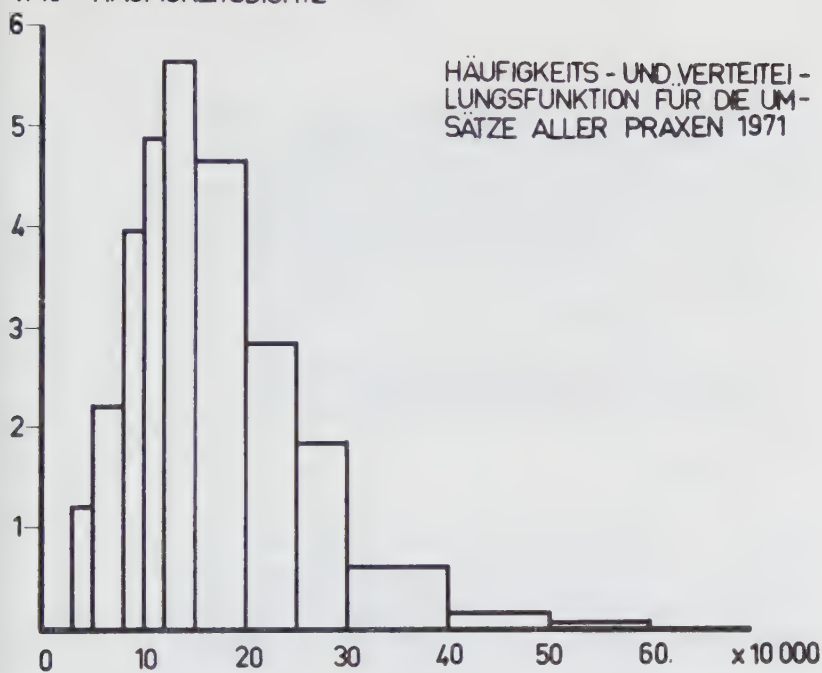
höheren Umsatzvolumina ziehen den rechnerischen 'Durchschnitt' so hoch, daß er aus dem Mittel erheblich herausragt: Fast zwei Drittel, über 60%, der Ärzte liegen mit ihrem Umsatz unter diesem sogenannten 'Durchschnitt'! Deutlicher läßt sich kaum darstellen, wie wenig gerade ein solcher 'Durchschnitt' geeignet ist, repräsentativ für die Gesamtheit zu sein. Wer in der öffentlichen Diskussion korrekt vorgehen will, sollte, wenn er aussagekräftige Mittelwerte braucht, auch solche Werte wählen, die nach oben und unten jeweils die Hälfte der Ärzte in diesem Fall um sich haben."

¹ Der von Stockhausen bevorzugte Median $\tilde{x}$ errechnet sich aus klassierten Werten als:

$$\tilde{x} = \tilde{U} + \left(\frac{n/2 - (\sum f)_{\tilde{x}}}{f_{\text{Median}}} \right) b,$$

wobei $\tilde{U}$ =untere Klassengrenze d. Medianklasse
 n =Anzahl der Merkmalsträger
 b =Klassenbreite d. Medianklasse
 f_{Median} =Besetzungszahl d. Medianklasse

$\times 10^6$ HÄUFIGKEITSDICHTE



IN %

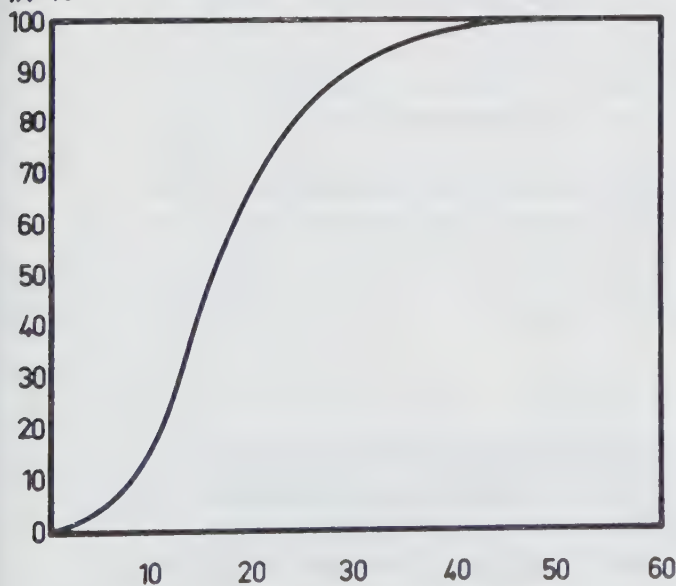


ABB. 1

In dieser Liste fehlt der dritte gebräuchliche Lageparameter: der Modus x_M ; er bezeichnet den Merkmalsbetrag, der die größte Häufigkeitsdichte aufweist. Wie man auch an der Häufigkeitsfunktion der ärztlichen Umsätze erkennt, wird er in diesem Fall links von den beiden anderen Lageparametern zu suchen sein.

Allgemein gilt für eine rechtsschiefe Verteilung, wie sie hier vorliegt:

$$x_M < \tilde{x} < \bar{x} .$$

Als Maß für die Schiefe kommt daher der Abstand zwischen $\bar{x}$ und x_M bzw. $\tilde{x}$ in Frage; zur Beseitigung der Dimension wird durch ein Dispersionsmaß, z.B. die Standardabweichung, dividiert. Wir erhalten so

$$\text{Schiefe I} = \frac{\bar{x} - x_M}{s}$$

(Pearsons erster Schiefheitskoeffizient) oder

$$\text{Schiefe II} = \frac{3(\bar{x} - \tilde{x})}{s}$$

(Pearsons zweiter Schiefheitskoeffizient)¹.

Als Schiefe II ergibt sich für die vorliegende Stichprobenverteilung der ärztlichen Umsätze:

$$\text{Schiefe II} = 0.564 .$$

$\sum f)_{\tilde{x}}$ = Summe d. Besetzungszahlen unterhalb d. Medianklasse;
dazu: L. Sachs, Angewandte Statistik (Berlin etc., 1974), 75.

¹ M. R. Spiegel, Statistics (New York etc., 1961), 90 f.

Schiefe und Streuung einer Verteilung sind Zeichen dafür, daß sich die Merkmalsbeträge nicht gleichmäßig auf die Merkmalsträger verteilen. D.h. wir haben das Konzentrationsphänomen zu analysieren.¹

Vollständige Konzentration ist dann gegeben, wenn der gesamte Merkmalsbetrag auf nur einen Merkmalsträger entfällt. Vollständige Nichtkonzentration liegt vor, wenn

$$a_1 = \dots = a_N = \mu \text{ und } \sigma^2 = 0.$$

Als die Aufgabe der Konzentrationsmessung kann man es ansehen, die Entfernung einer jeweils gegebenen konkreten Verteilungssituation von diesen Extrema quantitativ anzugeben. Die gefundene Maßzahl muß es auch ermöglichen, Konzentrationsänderungen im Zeitablauf zu studieren. Denn natürlich werden sich z.B. bei den Arzteinkommen die Merkmalsausprägungen a_i verändern, teilweise sich gegenseitig aufhebend, indem etwa ältere Praxisinhaber weniger Reingewinn verzeichnen, dafür aber jüngere Ärzte "nachwachsen", teilweise sich auch in einer Veränderung von $\sum a_i$ niederschlagend. Dies wiederum kann begleitet sein von einer Variation der Gesamtzahl der Merkmalsträger N .

¹ Dazu allgemein: H. Kellerer, E. Schaich, "Statistische Probleme der Erfassung von Konzentrationsphänomenen," in: H. Arndt (Hrsg.), Die Konzentration in der Wirtschaft, I (Berlin, 1971), 41-74.

Die anzuwendenden Verfahren sind so allgemeingültig, daß wir uns nicht auf Einkommensverteilungsmaße zu beschränken brauchen. Die Betrachtung kann ohne weiteres ausgedehnt werden auf die Konzentration der Umsätze, des Leistungsbedarfes, bestimmter Einzelleistungen etc. Auch die Konzentration einzelner Produktionsfaktoren verspricht Aufschlüsse über die Gesamtsituation ärztlicher Praxen; z.B. könnte man die Konzentration des in der ärztlichen Produktion gebundenen Kapitals prüfen.¹

Die von Lorenz eingeführte Darstellungsweise der Konzentrationerscheinungen kumuliert bekanntlich die Häufigkeiten von Merkmals-trägern und -beträgen. Man erhält die Lorenz-kurve, indem man (bei nicht klassierten Daten) die Punkte (u_i, v_i) im Koordinatensystem verbindet, für die gilt:

$$u_i = i/N$$

$$v_i = \sum_{l=1}^i a_l / \sum_{l=1}^N a_l \quad (1 \leq i \leq N)$$

i = lfd. Nr. des Merkmalsträgers

a_i = Merkmalsbetrag des i -ten Merkmalsträgers.

Bei klassierten Werten wird analog verfahren.²

¹ Nach Ibid., 47.

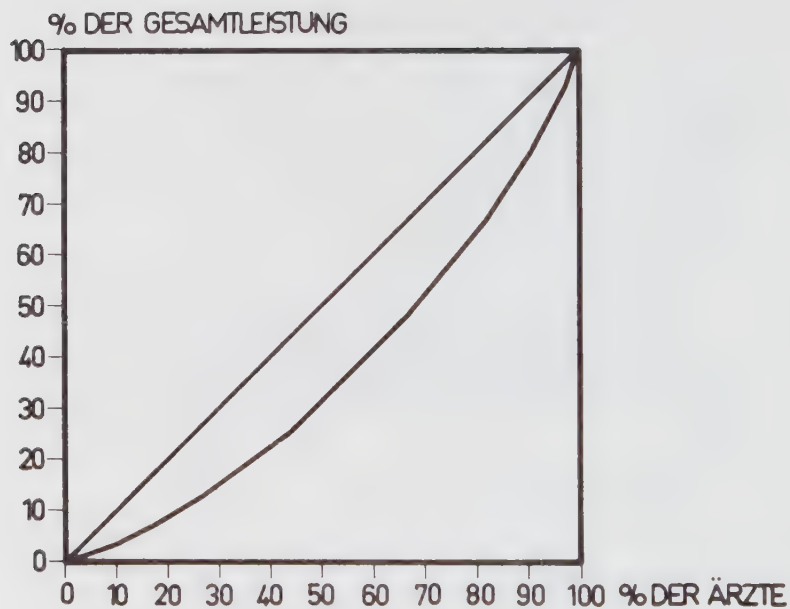
² Siehe Ibid., 51 f.

Zum Vergleich einer vorhandenen Konzentrationssituation mit der Nichtkonzentration wird allgemein das Verhältnis der von der Lorenzkurve und der Nichtkonzentrationsgeraden eingeschlossenen Fläche zu der Gesamtfläche unter der Nichtkonzentrationsgeraden herangezogen. Auch in der vorliegenden Arbeit verwenden wir diesen Konzentrationskoeffizient nach Gini K_G , obwohl er nicht ganz unproblematisch ist, weil sich wesentliche strukturelle Veränderungen einer Häufigkeitsverteilung denken lassen, denen gegenüber der Gini-Koeffizient nicht empfindlich reagiert.¹

Die Lorenzkurve für die Umsätze aller 1971 erfaßten Praxen zeigt die Abb.; der zugehörige Konzentrationskoeffizient hat den Wert

$$K_G = 0.2687 .$$

¹Siehe dazu die Ausführungen bei Ibid., 51 ff.



LORENZKURVE DER UMSÄTZE ALLER ARZTPRAXEN 1971

Die Gestalt von Häufigkeits- und Verteilungsfunktion ist auch für sich genommen interessant. Bedenkt man, daß für die überwiegende Mehrheit der Ärzte (nämlich die mit fast ausschließlicher Kassenpraxis) der Preis ihrer Leistungen Datum ist, dann erscheint auch hier zunächst die gängige Hypothese bestätigt, die physische Leistungsfähigkeit des Menschen sei rechtsschief (wenn nicht gar: lognormal) verteilt.¹ Da aber der Arzt, auch wenn seine Tätigkeit als Dienstleistungsproduktion angesehen wird, andere Faktoren außer seiner eigenen Leistung einsetzt, muß man genauer prüfen, inwieweit die doch beträchtliche Spannweite der Umsätze eher auf unterschiedliches Geschick bei der Faktorkombination, denn auf unterschiedliche physische Kräfte zurückzuführen ist. Auch wenn Objekt vorliegender Untersuchung ärztliche Einkommen sind, so kommt doch dem Umsatz und seinen Determinanten eine ganz entscheidende Bedeutung zu.

(2) Häufigkeits- und Verteilungsfunktion
für den Gewinn aller 1971 erfaßten
Praxen

Es wurde gerade ärztlicherseits des öfteren darauf hingewiesen, daß man nicht Praxisumsätze mit Praxisreinerträgen verwechseln dürfe. Von da-

¹ Dazu siehe unten: Kap. III, insbesondere den Ansatz Roys.

her stehen wir vor dem Problem, uns dem Vorwurf auszusetzen, unsere Angaben über Praxisumsätze und ihre Verteilung trafen nicht genau das Thema. D.h. man hätte statt der Gesamtleistung also Reinerträge und deren Parameter zu analysieren.

Wir haben oben bereits auf die Schwierigkeiten hingewiesen, die dadurch entstehen, daß das statistische Material, wenngleich in ursprünglicher Form kaum Wünsche offenlassend, nur aufbereitet zur Verfügung steht. In der Kostenstrukturerhebung werden die Praxen nach ihrer Gesamtleistung klassiert, nicht nach ihren Reinerträgen. Anhaltspunkte für diese sind lediglich in der Weise gegeben, daß man für jede Gesamtleistungsklasse den durchschnittlichen Anteil des Reinertrags am Umsatz ermittelt und veröffentlicht hat. Dieser Anteil hat für die ärztlichen Praxen in den verschiedenen Größenklassen differierende Werte: die Spanne reicht von 0.598 bis 0.657. Wobei sich die niedrigsten Werte interessanterweise an den Enden der Gesamtleistungsskalen befinden. Dieses Bild verändert sich etwas, wenn man nach Facharztgruppen differenziert: bei den Allgemeinpraktikern steigt der Anteil des Reinertrags mit zunehmender Gesamtleistung; bei den Kinderärzten ist diese Tendenz noch deutlich vorhanden, bei Röntgenärzten und Internisten eher uneinheitlich.

Es wäre für die weitere Forschung von außerordentlichem Interesse gewesen, hier eine Differenzierung nicht nur nach Facharztgruppen, sondern auch nach Gemeindegrößenklassen beim Praxisstandort und vor allem nach Praxisgründungsjahr vorzufinden,

denn die teilweise doch recht unsystematisch erscheinende Gewinnentwicklung der ärztlichen Praxen in den einzelnen Größenklassen dürfte ja doch entscheidend geprägt sein von dem Anteil neu niedergelassener Ärzte mit ihren relativ stark ins Gewicht fallenden Schuldzinsen und Abschreibungen. Auf mögliche Zusammenhänge wollen wir in dem bescheidenen Maße, wie es das Datenmaterial erlaubt, weiter unten eingehen.

Zunächst jedoch wollen wir versuchen, näherungsweise die Besetzung von Gewinngrößenklassen anzugeben, denn wir sind mit vielen Autoren der Ansicht, daß ein Durchschnittsreinertrag noch kein genügend aussagefähiger Parameter für die Bestimmung der Einkommenssituation der Ärzte sein kann.

Es müssen also die Umsatzgrößenklassen so korrigiert werden, daß sie zu Gewinngrößenklassen werden. Das hier gewählte Verfahren soll ein einem Beispiel demonstriert werden.

In der Kategorie "alle erfaßten Praxen" finden wir für die beiden ersten Größenklassen folgende Besetzungszahlen und Gewinnanteilswerte vor:

Umsatz von ... bis unter	f_u	Gewinn- anteil
30 000 - 50 000	47	63.2%
50 000 - 80 000	127	61.1%

Wollte man nun einfach die beiden jeweiligen Klassengrenzen um den entsprechenden Gewinnanteilswert korrigieren, so ergäben sich die Klassen:

18 960 - 31 600
30 550 - 48 880 .

An der Überschneidung der beiden mittleren Klassengrenzen sieht man, daß dies kein gangbarer Weg ist. Statt dessen schlagen wir eine Methode vor, bei der die Klassenmitte jeweils um den entsprechenden Anteilswert des Gewinns in der Klasse reduziert wird; die Klassengrenze wird dann so gelegt, daß sie von den neuen Klassenmitten proportional genauso weit entfernt ist wie von den alten.

Um das Beispiel weiterzuführen: es werden also zunächst die neuen Klassenmitten bestimmt:

Umsatz von ... bis unter	alte KM	neue KM
30 000 - 50 000	40 000	25 280
50 000 - 80 000	65 000	39 715 .

Die alte Klassengrenze 50 000 macht 40% des Abstands zwischen den alten Klassenmitten aus -- dies soll auch für die neue Klassengrenze gelten. Mithin ergibt sich als neue Klassengrenze 31 054. Die neuen Klassengrenzen liegen also in diesem Sinne genau wie die alten Klassengrenzen zwischen den korrigierten Klassenmitten. Die Transformation bedingt allerdings, daß die korrigierten Klassenmitten i.d.R. nicht mehr exakt die neu gebildeten Klassenbreiten halbieren.

Formal stellt sich das Klassentransformationsverfahren folgendermaßen dar:

Es seien K_{oi} = Obergrenze der i-ten Klasse,
 KM_i = Klassenmitte der i-ten Klasse,
 K_{oi}^+ = korrigierte Klassenobergrenze,
 KM_i^+ = korrigierte Klassenmitte,
 g = Reinertragsanteil an der Praxisgesamtleistung.

Nach unserer Regel soll folgende Beziehung gelten:

$$\frac{K_{oi} - KM_i}{KM_{i+1} - KM_i} = \frac{K_{oi}^+ - KM_i^+}{KM_{i+1}^+ - KM_i^+}$$

Daraus folgt für die korrigierte Obergrenze der i-ten Klasse:

$$K_{oi}^+ = KM_i^+ + \frac{(K_{oi} - KM_i)(KM_{i+1}^+ - KM_i^+)}{(KM_{i+1} - KM_i)}$$

da nun

$$KM_i = \frac{K_{oi} + K_{ui}}{2}$$

und

$$KM_i^+ = KM_i \cdot g,$$

ergibt sich durch Umformung:

$$K_{oi}^+ = KM_i^+ + \frac{(K_{oi} - K_{ui})(KM_{i+1}^+ - KM_i^+)}{(K_{oi+1} - K_{ui})}$$

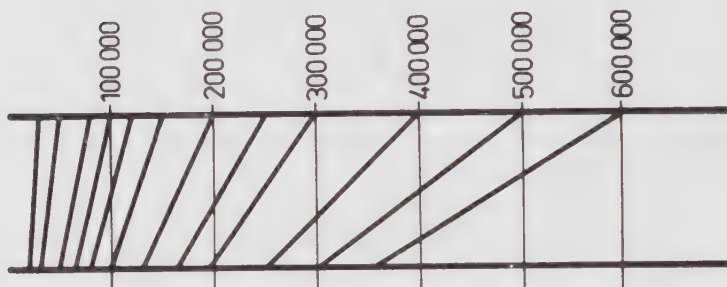
Für die erste und letzte Klasse lassen sich nach diesem Verfahren nicht die Unter- bzw. Obergrenze bestimmen; diese ermitteln wir als:

$$K_{ui}^+ = 2KM_1^+ - K_{o1}$$

$$K_{on}^+ = 2KM_n^+ - K_{un}^+$$

Das dargestellte Verfahren ist bei allen Tabellen und graphischen Darstellungen der Häufigkeitsverteilung des Praxisreinertrages angewendet worden.

Wie sich die Klassierung ändert, wenn statt der Praxisumsätze Praxisgewinne herangezogen werden, zeigt die folgende Abbildung.

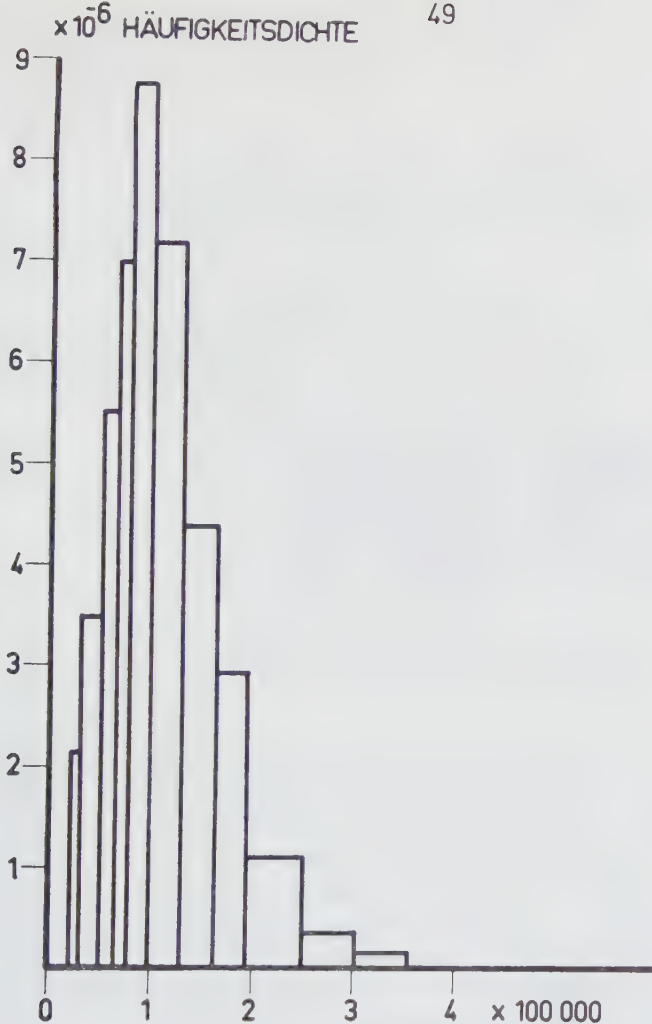


KLASSENTTRANSFORMATION FÜR DIE WERTE ALLER ERFASTEN PRAXEN

ABB. 3

Wie erwartet, wird die gesamte Verteilung gestaucht -- die Spannweite wird geringer, die Klassen werden enger, die Quartilsabstände vermindern sich und die Lageparameter sind nach links verschoben.

Häufigkeits- und Verteilungsfunktion für die solcherart transformierten Daten gibt die nächste Abbildung wieder.



HÄUFIGKEITSVERTEILUNG DER REINERTRÄGE ALLER ERFASSTEN PRAXEN 1971

(3) Vergleich der ärztlichen Gewinnverteilung mit der Verteilung der Einkünfte in der Bundesrepublik Deutschland 1971 und aktuelle Zahlen

Für den Vergleich der ärztlichen Einkommenssituation mit der für die Bundesrepublik durchschnittlich geltenden bietet das Erhebungsjahr 1971 insofern eine günstige Konstellation, als in diesem die Kostenstrukturerhebung Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte und die Einkommensteuerstatistik zusammenfallen, was wegen der Periodizität der Erhebungen nur alle 12 Jahre geschieht. Dieser Vergleich kann sogar als "aktuell" bezeichnet werden (auch wenn nunmehr 5 Jahre vergangen sind), weil die Hauptergebnisse der Einkommensteuerstatistik erst Ende 1976 vorgelegen haben.

Die hier zu vergleichenden Merkmale stimmen nicht überein: während die Einkommensteuerstatistik den Gesamtbetrag der Einkünfte aus allen sieben Einkunftsarten erfaßt, zeigt die Verteilung der Praxisreinerträge eben nur eine Einkunftsart. Wir haben uns in dieser Hinsicht dennoch nicht um eine Korrektur bemüht, da (1) durch die Einbeziehung der Einkünfte aus Vermögen die Prägnanz des Unterschieds sich vergrößern würde, aber auch ohne solche Korrekturen nichts mehr zu wünschen übrig läßt und (2) etwa bei Verwendung der Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit als Vergleichsmaßstab der Vorwurf zu erwarten wäre, hier sei ein freier Beruf mit der Voraussetzung eines sehr langen Studiums und mit einer meist längeren Wochenarbeitszeit einer Personengruppe gegenübergestellt worden, die

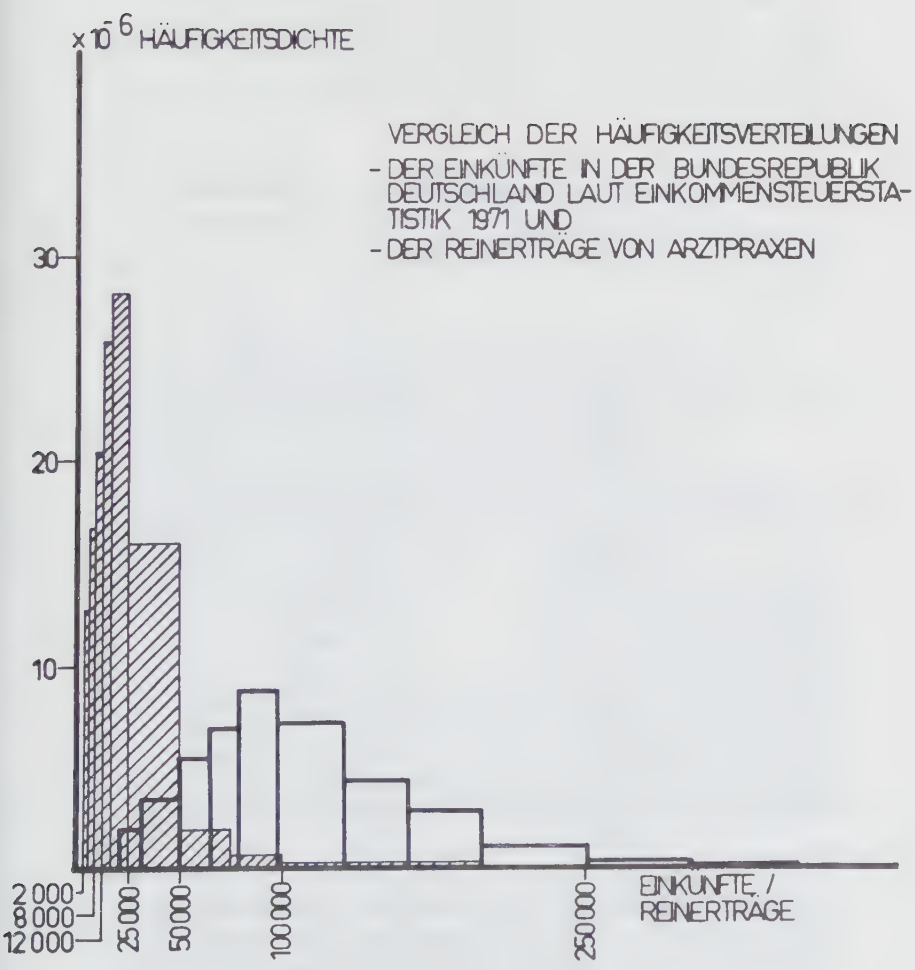


ABB. 5

von Auszubildenden und Hilfsarbeitern bis zu Top-Managern reiche, aber genau die Einkünfte aus selbständiger Tätigkeit, auf die es beim Vergleich ankäme, ausspart. Der hier vorgenommene Vergleich schließt einen solchen Angriff von vornherein aus: die Einbeziehung von mehr Einkunftsarten bei Ärzten wird den Einkommensabstand in jedem Fall vergrößern.

Die folgende Zusammenstellung der wichtigsten Verteilungskennwerte dient der Erläuterung der beiden in der Abbildung wiedergegebenen Histogramme.

	Einkünfte in der Bundesrepublik 1971	Praxis- reinerträge 1971
arithm. Mittel	34 843 (30.26)	116 546 (1317)
Median	24 596	106 559
Standardabweich.	79 098	57 270
Variationskoeff.	2.2701	0.4914
Ginimaß	0.4206	0.2655
SchiefefII	0.3886	0.5231

Quelle: Wirtschaft u. Statistik, 12/1976 und Kostenstrukturerhebung Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte.

Nicht weit unter dem Median der Verteilung der Einkünfte in der Bundesrepublik, also an dem Punkt, unter dem die Einkünfte von 50% der

Einkommensbezieher liegen, beginnt überhaupt erst die Erfassung der Arzteinkünfte. Verwendet man den sicherlich nicht zu Unrecht von ärztlicher Seite bevorzugten Median als Lageparameter, so haben Ärzte im Jahre 1971 also **m i n d e s t e n s** 4.3 mal so hohe Einkünfte erzielt wie die Erwerbstätigen in der Bundesrepublik insgesamt.

Eine Gruppe, mit der ein Einkommensvergleich sicherlich sehr sinnvoll ist, bilden die hier ansonsten nicht behandelten Zahnärzte.

Wichtige Kennwerte für deren Umsätze und Einkommen gibt die folgende Tabelle wieder. Da Gemeinschaftspraxen unter Zahnärzten stärker verbreitet sind als unter Ärzten, war es hier notwendig, die Transformation von Umsatz- in Gewinnverteilungen abzuwandeln: die Umsatzzahlen beziehen sich auf **P r a x e n** von Zahnärzten, die Reinerträge, da sie hier zu Aussagen über Einkommen verwendet werden sollen, auf Praxis-i n h a b e r .

	Umsätze von Zahnarztpraxen 1971	Reinerträge je Praxisinhaber bei Zahnärzten
arithm.Mittel	214 168 (3351)	114 715 (1353)
Median	189 216	108 489
Variationskoeff.	0.6254	0.4861
SchiefefII	0.5588	0.3349
Ginimaß	0.3158	0.2674

Quelle: Kostenstrukturerhebung -- eigene Berechnungen

Nach unseren Berechnungen aus klassierten Werten lagen 1971 Median und arithmetisches Mittel der Einkommen pro Praxisinhaber bei Zahnärzten und bei Ärzten sehr eng beieinander.

Die folgende Abbildung zeigt die Entwicklung der Einkommensmediane für Ärzte und einige andere Berufsgruppen in den U.S.A.¹

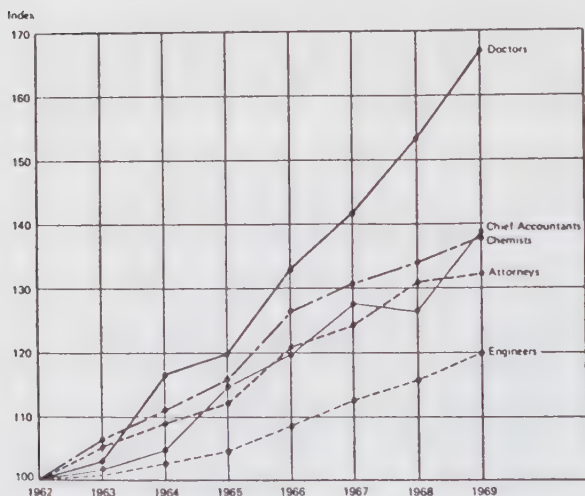


Figure 7-1. Indexes of Median Annual Incomes of Doctors and of High-Paid Chief Accountants, Attorneys, Chemists, and Engineers, 1962-1969. Source: "Continuing Survey of Full-Time Practicing Physicians Under Age 65," *Medical Economics* (various issues, 1962-1970); also *National Survey of Professional, Administrative, Technical and Clerical Pay, 1962-1970*, Bureau of Labor Statistics, Department of Labor (Washington: Government Printing Office, 1962-1970).

ABB. 6

¹ Aus J. Krizay, A. Wilson, The Patient as Consumer. Health Care Financing in the United States (Lexington, Mass., 1974), 110.

Die Sonderstellung des Arztes im Einkommensgefüge ist also, und das belegt auch die folgende Übersicht, eine internationale Erscheinung; wobei man in den U.S.A. wie anderswo besondere Beachtung den überproportionalen Zuwächsen der Einkommen schenkt: bei dieser Entwicklung soll die zunehmende Verbreitung von Medicaid und Medicare eine Rolle spielen.¹

Ratios of Doctors' Incomes to Incomes of Other Professionals, Selected Countries and Years^a

Country	Year	Type of Medical Practice	Ratio of Doctors' Incomes to Incomes of:		
			Engineers	Attorneys	Other Professionals
France	1963	All types	1.94:1	2.29:1 1.72:1	1.71:1 University professors
Sweden	1959	All types			2.76:1 Professionals
Netherlands	1966	Specialist	.875:1	2.08:1	1.67:1 Accountants
		General	.619:1	1.47:1	1.19:1 Accountants
West Germany	1963	All types	3.51:1		1.45:1 Top civil servants
Great Britain	1955-1956	Specialist	2.59:1	1.93:1	2.00:1 University graduates in industry
		General	1.79:1	1.30:1	1.38:1
United States	1963	All types	2.39:1	1.91:1	1.06:1 Highest level attorney

^aLatest year for which data are available in each country shown.

Sources: William A. Glaser, *Paying the Doctor: Systems of Remuneration and Their Effects* (Baltimore: Johns Hopkins Press, 1970), pp. 174, 175, 198, 199, 237, 279 copyright © 1970, The Johns Hopkins University Press; and "Continuing Survey of Full-Time Practicing Physicians Under Age 65," *Medical Economics*, 1964.

¹ Siehe *Ibid.*, 114 f. Die Übersicht zu den Einkommensrelationen ist ebenfalls dem Buch Krizays und Wilsons entnommen: *Ibid.*, 111.

Die angeführten Einkommensdaten stammen alle, obgleich sie einer neueren Veröffentlichung entnommen sind, aus Quellen, die teilweise mehr als ein Jahrzehnt zurückliegen. Die oben angegebenen Zahlen für Umsätze und Gewinne der Arztpraxen in der Bundesrepublik beziehen sich auf das Jahr 1971. Aktuellere empirisch abgesicherte Angaben werden erst bei der nächsten Kostenstrukturerhebung (für das Jahr 1975) anfallen. Diese erscheint voraussichtlich im August 1977.¹

Auch die neuerdings vom Bundesarbeitsministerium bekanntgegebenen Daten² über die Bruttoeinkommen der Ärzte stützen sich, was den Anteil der Praxiskosten am Umsatz angeht, lediglich auf die Kostenstrukturerhebung Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte 1971; deren Angaben wurden nach der Aufwandsentwicklung der gesetzlichen Krankenversicherung fortgeschrieben.³ Danach betrug das durchschnittliche Bruttojahreseinkommen der niedergelassenen Ärzte 1976 180 000 DM bis

¹ Da es in vorliegender Arbeit um die Bestimmungsgründe ärztlicher Umsätze und Einkommen und nicht um deren absolute Höhe geht, hat hier die leider geringe Aktualität der Daten einen nicht so erheblichen negativen Einfluß, wie es zunächst scheinen mag.

² Siehe "Durchschnittseinkommen der Ärzte lag 1976 bei 190 000 Mark," Sozialpolitische Informationen, hrsg. v. Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung, 11. Jg. (1977), Nr. 6, 21 - 24. Zusammenfassend: "Was deutsche Ärzte wirklich verdienen," Handelsblatt v. 24. 3. 1977.

³ Siehe "Durchschnittseinkommen ...," 21.

190 000 DM, bei den Zahnärzten dürfte es nach der gleichen Quelle zwischen 210 000 DM und 225 000 DM gelegen haben.¹ Im Vergleich dazu wurden 1976 aus unselbständiger Arbeit durchschnittlich 28 750 DM Bruttoeinkommen bezogen.

Über die Entwicklung der Praxiskosten seit 1971 kann auch der zuständige parlamentarische Staatssekretär mangels aktuellerer Untersuchungen nur Vermutungen anstellen. Die durchschnittliche Arbeitszeit der Ärzte, die sinnvollerweise zu berücksichtigen wäre, ist nicht bekannt. Die Angaben des Ministeriums schließlich über Einkommensunterschiede zwischen den Facharztgruppen stützen sich ebenfalls auf die Daten des Jahres 1971.²

¹ Ibid., 21, 24.

² Für diese Unterschiede werden von seiten des Bundesarbeitsministeriums die differierenden Möglichkeiten, "Gerätemedizin" zu betreiben, verantwortlich gemacht -- dieser Auffassung können wir uns hier nicht anschließen: s.u., VII.2.f.

4. Diskussion der Kurvenform unter besonderer Berücksichtigung der Hypothese der Lognormalität

Die positive Schiefe der Umsatz- und Gewinnverteilung bei den durch die Stichprobe erfaßten Praxen ist augenfällig. Dies entspricht nach bisherigen Erfahrungen mit Einkommensverteilungen den Erwartungen. Bei Einkommensverteilungen wird aber auch häufig Lognormalität festgestellt; d.h. nicht die unmittelbar gemessenen Merkmalsbeträge sind normalverteilt, sondern deren Logarithmen. Um die Möglichkeit der Lognormalverteilung ärztlicher Umsätze und Gewinne zu prüfen, werden wir zunächst für den logarithmierten ärztlichen Praxisreingewinn die standardisierte empirische Verteilungsfunktion der Stichprobe mit der vergleichen, die sich für eine Standardnormalverteilung ergibt.

Standard. Logarithmus d. Klassen- obergrenze	empir. Vert.-funkt.	theor. Vert.-funkt.
- 2.28	0.0249	0.0113
- 1.35	0.0921	0.0885
- 0.87	0.1714	0.1922
- 0.50	0.2693	0.3085
- 0.08	0.4392	0.4681
0.47	0.6725	0.6808
0.90	0.8164	0.8159
1.25	0.9101	0.8944
1.73	0.9730	0.9582
2.08	0.9915	0.9812
2.40	1.0	0.9918

Abb. 7 dient dem optischen Vergleich beider Verteilungsfunktionen.

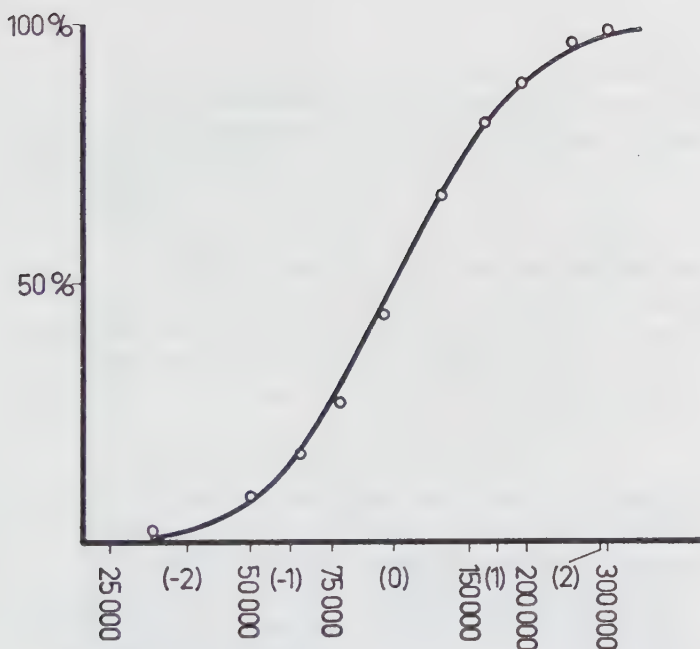


ABB.7

Nach visueller Prüfung scheint einiges dafür zu sprechen, daß auch die Verteilung des Praxisgewinns innerhalb der Ärzteschaft dem "Gesetz" folgt, sich recht eng an eine Normalverteilung anzupassen, wenn man die Verteilungsfunktion nicht für den Gewinn selbst, sondern dessen Logarithmus ermittelt (Lognormalverteilung). Man erkennt auch, daß der Median in der Zeichnung nun nicht mehr unter, sondern leicht über dem arithmetischen Mittel liegt -- die Schiefe hat sich also umgekehrt. Dieses (Lognormalität hätte ja eine symmetrische Verteilung erwarten lassen) und die aus der Tabelle zu entnehmenden sonstigen Abweichungen von der theoretisch zu erwartenden Verteilung machen eine genauere Untersuchung darüber notwendig, ob die

vorliegende Stichprobe mit einer vorgegebenen Sicherheit als aus einer Lognormalverteilung als Grundgesamtheit stammend angesehen werden kann.

Bevor jedoch die Bedeutung der Lognormalverteilung für ärztliche Umsätze und Gewinne geprüft wird, sei noch eine andere Darstellungsform eingeführt, die für die folgenden Erörterungen, sofern auf das empirische Material Bezug genommen wird, besonders nützlich sein kann.

Wenn man bei der Darstellung der Verteilungsfunktion einer normalverteilten Variablen die Ordinate so verzerrt, daß die Verteilungsfunktion eine Gerade wird, dann erhält man das sogenannte Wahrscheinlichkeitsnetz. Einer ins Wahrscheinlichkeitsnetz eingetragenen Verteilung kann man sofort visuell folgende Informationen entnehmen:

- Vorliegen oder Nicht-Vorliegen einer Normalverteilung,
- Wert des Medians als Schnittpunkt der Summenkurve mit der 50%-Linie,
- beim Vergleich mehrerer Verteilungen: unterschiedliche Lage der Verteilungen und relative Größe der Standardabweichungen (je flacher die Summengerade, desto größer ist s).¹

Sehr leicht errechnen kann man ferner die Standardabweichung als halbierte Differenz der Abzissenwerte für die Schnittpunkte der Summenkurve mit der 16%- und der 84%-Linie.

¹ Siehe: J. Pfanzagl, Allgemeine Methodenlehre der Statistik, Bd. II (Berlin, 1967), 34 f. und E. Kreyszig, Statistische Methoden und ihre Anwendungen (Göttingen, 1968), 173 ff.

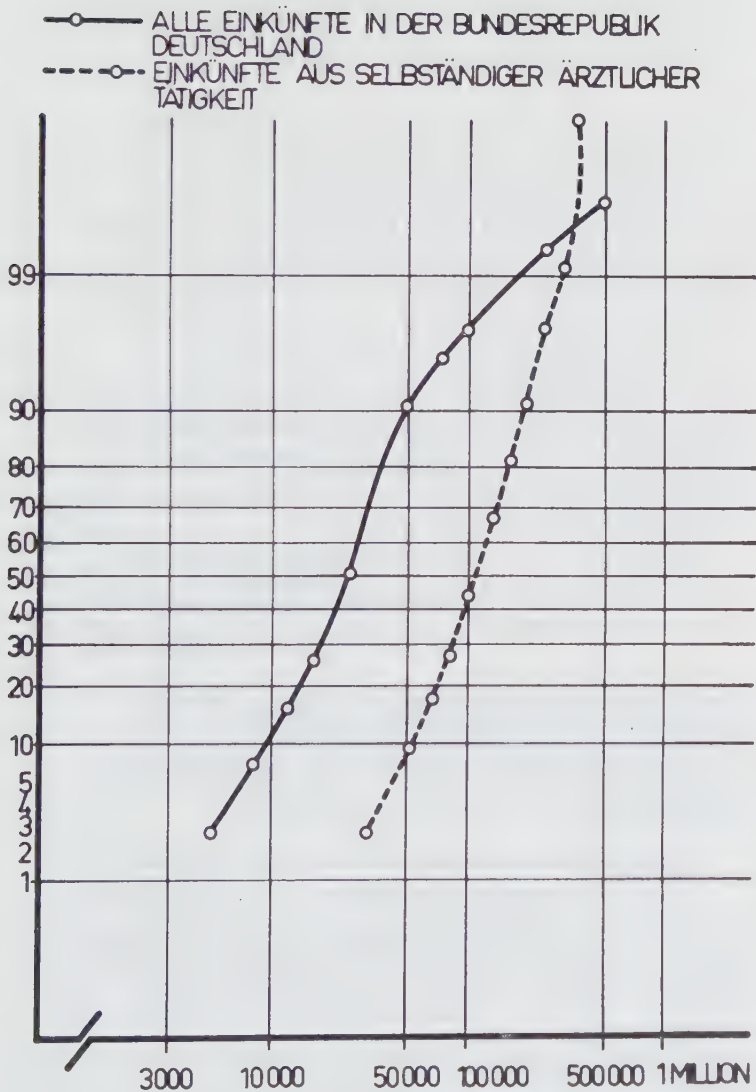


ABB. 8

Eine Darstellung der Verteilungen aller Einkünfte und der Gewinne aus selbständiger ärztlicher Tätigkeit des Jahres 1971 im Wahrscheinlichkeitsnetz zeigt die Abbildung der Vorseite.

Auf den folgenden Seiten soll nun zunächst die Umsatzverteilung bei allen erfaßten Praxen mit dem Chiquadrat-Anpassungstest untersucht werden. Dabei wird die Nullhypothese, die Umsätze der Ärzte entsprächen einer Lognormalverteilung auf dem 1%-Niveau getestet. In Anlehnung an die bei Tiede¹ skizzierte Vorgehensweise tabellieren wir zunächst die Logarithmen der Klassenendpunkte, berechnen die Klassenmitten und führen dann die entsprechenden Häufigkeiten auf. Durch Multiplikation der sich bei den Klassenmitten ergebenden theoretischen Häufigkeiten mit

$$\frac{n \cdot b}{s}$$

wobei: n = Summe d. Merkmalsträger,

b = Klassenbreite,

s = Standardabweichung,

erhält man die theoretischen Besetzungszahlen, die dann nach dem bekannten Verfahren des Chiquadrat-Anpassungstests mit den empirischen Besetzungszahlen verglichen werden. Ist

$$\chi^2 < \chi^2_{\alpha}$$

dann kann man von Lognormalität der Grundgesamtheit auf dem gewählten Signifikanzniveau ausgehen.

¹ M. Tiede, "Theorie und Praxis eines verbesserten Suchverfahrens," Statistische Hefte, 14. Jg. (1973), 39-58, hier: 52.

Die Festlegung der kritischen Wahrscheinlichkeit richtet sich nach den jeweiligen Verlusten, die durch die Fehler 1. und 2. Art entstehen.

Die unberechtigte Ablehnung der Nullhypothese (Fehler 1. Art) bedeutet für uns, daß wir auf die Annahme der Lognormalität verzichten müssen und dadurch die beabsichtigten Tests weniger trennscharf ausfallen, d.h. eine geringere Güte haben.

Der Fehler 2. Art (die unberechtigte Beibehaltung der Nullhypothese) wird als nicht ganz so bedeutsam angesehen, da es uns besser erscheint, einige Hypothesen vorläufig aufrecht zu erhalten, auch wenn sie sich später als nicht berechtigt erweisen, als sie frühzeitig aus der Diskussion zu ziehen. Der vierjährige erneute Datenanfall legt diese Vorgehensweise nahe, da sich daran unsere Hypothesen dann zu bewähren haben.

Aus diesen Gründen entscheiden wir uns in der Frage der Lognormalität der Verteilung ärztlicher Einkommen für eine kritische Wahrscheinlichkeit von $\alpha=0.01$.

Die folgende Tabelle und die Abb.9, welche die relevanten Zusammenhänge graphisch wiedergibt, verdeutlichen die zum Chiquadrat-Test notwendigen Informationen.¹

¹ Zu technischen Details siehe: L. Sachs, Angewandte Statistik. Planung und Auswertung, Methoden und Modelle (Berlin, Heidelberg, New York, 1974), 252 f.

(verwendete Symbole nach Sachs, op.cit.)

log Klassenober- grenzen (1)	Klassenmit- te (log) (2)	Besetzungs- zahl (3)	standard. Klassenmitteln, abs. (4)	$f(z)$ (5)	$f(z) \frac{n \cdot b}{s}$ (6)	$\frac{((3)-(6))^2}{(6)}$
(10.309)-10.820	10.564	47	2.708	.0101	19.005	41.263
11.290	11.055	127	1.760	.0848	145.311	2.300
11.513	11.401	150	1.093	.2203	178.536	4.550
11.695	11.604	185	.701	.3123	207.110	2.360
11.918	11.807	321	.309	.3802	309.320	.441
12.206	12.062	441	.183	.3925	412.056	2.033
12.429	12.318	272	.677	.3187	257.998	.760
12.612	12.520	177	1.067	.2251	150.684	4.596
12.899	12.755	119	1.520	.1257	131.529	1.194
13.122	13.011	35	2.014	.0529	42.692	1.386
13.305	13.214	16	2.406	.0219	14.732	.109

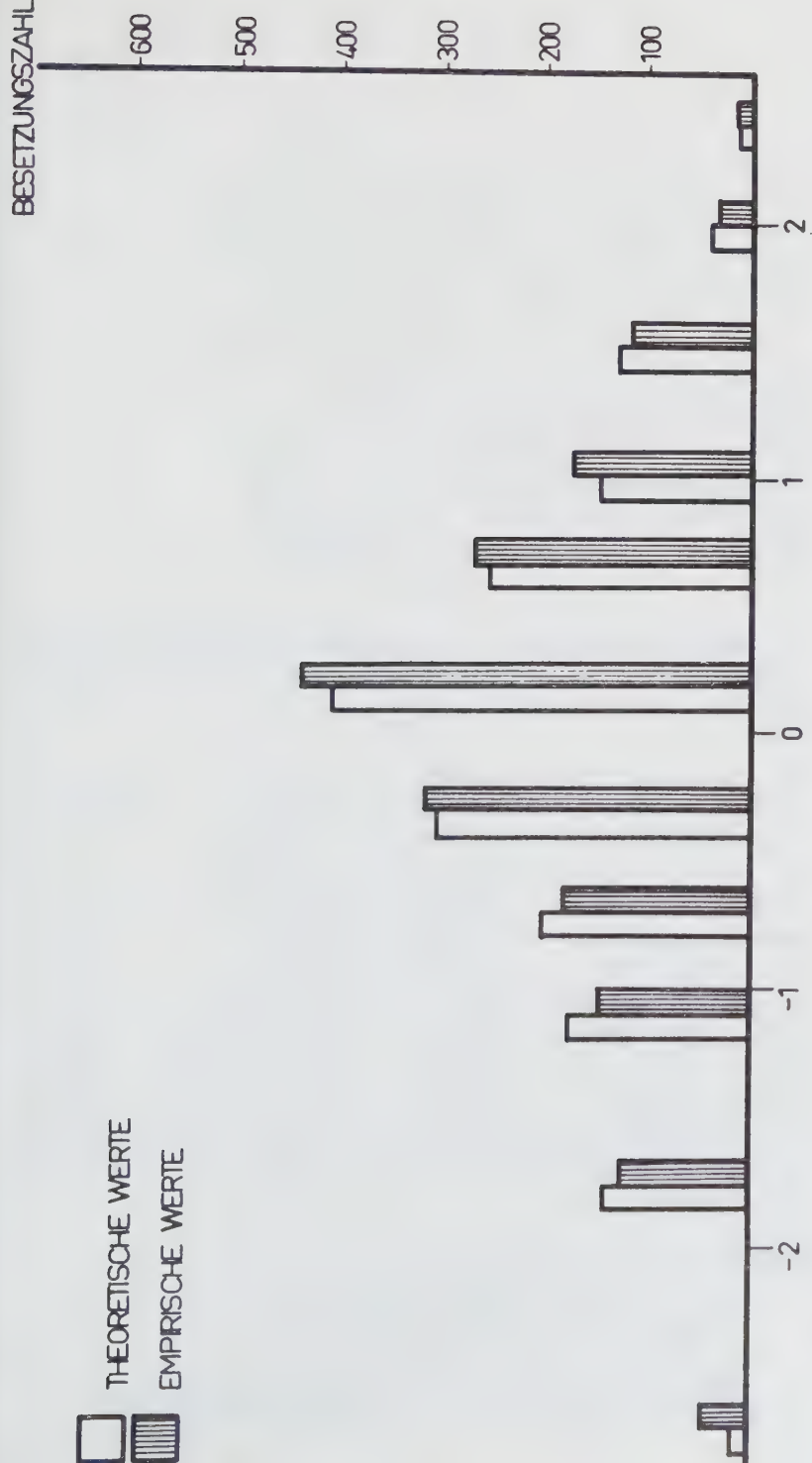


ABB. 9

Wie man sieht, bereitet die Klasse der Bezieher geringer Einkommen nicht unerhebliche Schwierigkeiten, da in dieser Klasse zu dem zunächst hohen χ^2 -Wert der entscheidende Anteil beigetragen wird. Um diese außerordentlich wichtige Tatsache einerseits nicht aus den Augen zu verlieren, andererseits aber auch nicht eine in den übrigen Klassen möglicherweise annehmbare Approximation durch diese Klasse stören zu lassen, haben wir die untersten beiden Umsatzklassen zusammengelegt - also (das muß hier hervorgehoben werden) einen Nachteil des Chiquadrattests zur Rettung einer Hypothese verwendet.

Es zeigt sich, daß nach dieser Operation die Nullhypothese (dann natürlich mit äußerster Vorsicht) auf dem 0.01-Niveau anzunehmen ist.

In bestimmten Fällen (wenn nur wenige Merkmalsträger in eine Klasse fallen) ist der Kolmogorov-Smirnov-Test machtvoller als der Chiquadrat-Test.¹ Er ist für die hier gebotene Darstellungsform der Daten auch praktikabler. Deswegen wollen wir auch ihn für die Umsätze aller Praxen anwenden. Streng genommen ist die Verteilung der hier für diesen Test berechneten Größe D nicht bekannt, wenn die beiden Verteilungsparameter der Grundgesamtheit aus der Stichprobe geschätzt werden, wie wir das unten tun. Es gibt jedoch Hinweise, daß die Anwendung des Verfahrens trotzdem einen brauchbaren (aber konservativen) Test ergibt.²

¹ Dazu S. Siegel, Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences (Tokyo, 1956), 51.

² Dazu: F.J.Massey jr., "The Kolmogorov-Smirnov Test for Goodness of Fit," J. Amer. Statist. Ass.,

In der folgenden Tabelle wird die Häufigkeit der bis zu einer bestimmten Klassenobergrenze empirisch feststellbaren Merkmalsträger mit der Häufigkeit der Merkmalsträger verglichen, die bei Vorliegen einer Lognormalverteilung zu erwarten wäre.

Als kritische Werte für D ergeben sich auf dem 5%-Niveau: 0.0313 und auf dem 1%-Niveau: 0.0375. Wie man aus den Werten für D aus der Tabelle entnehmen kann, ist es nicht möglich, die Hypothese, die Stichprobe stamme aus einer lognormalverteilten Grundgesamtheit, auf beiden Signifikanzniveaus zu verwerfen.

Wertetabelle für die Anwendung des Kolmogorov-Smirnov-Tests auf die Verteilung der ärztlichen Umsätze				
log Klassenober- grenze	log Klassenober- grenze standardisiert	theor. Verteil.- funktion	empir. Verteil.- funktion	D
10.820	- 2.2137	0.0134	0.0249	- 0.0115
11.290	- 1.3068	0.0958	0.0921	0.0037
11.513	- 0.8765	0.1905	0.1714	0.0191
11.695	- 0.5253	0.2995	0.2693	0.0302
11.918	- 0.0950	0.4624	0.4392	0.0232
12.206	0.4607	0.6777	0.6725	0.0052
12.429	0.8910	0.8134	0.8164	- 0.0030
12.612	1.2441	0.8931	0.9101	- 0.0169
12.899	1.7979	0.9641	0.9730	- 0.0089
13.122	2.2282	0.9871	0.9915	- 0.0044
13.305	2.5813	0.9949	1.0	- 0.0051

5. Bestimmungsgründe ärztlicher Einkommen: eine Synopsis

Eine Darstellung der Umsatz- und Einkommensverteilung der niedergelassenen Ärzte, wie sie auf den vorhergehenden Seiten vorgenommen worden ist, kann zumal in dieser relativ undifferenzierten Form nur der Ausgangspunkt wissenschaftlicher Arbeit sein. Denn es ist in den letzten Jahrzehnten nahezu ein Gemeinplatz geworden, daß es Aufgabe der Realwissenschaften sei, feststellbare Phänomene nicht nur zu beschreiben, sondern auch zu erklären; d.h. "die Erscheinung in allgemeingültiger Weise von anderen, bekannten Erscheinungen abzuleiten"¹.

Also haben wir uns nunmehr der Frage zuzuwenden, w a r u m die Häufigkeitsverteilung der Arzteinkommen die gezeigte Form hat (Frage nach den Ursachen der personellen Einkommensverteilung) und auch: warum die Ärzteschaft insgesamt den Anteil am Volkseinkommen erhält, den man jeweils feststellen kann (Frage nach den Ursachen der funktionellen Einkommensverteilung).

¹ R. Richter, "Methodologie aus der Sicht des Wirtschaftstheoretikers," zuerst erschienen in: Weltwirtschaftliches Archiv, Bd. 95 (1965), 242 - 261, wiederabgedruckt in: Gegenstand und Methoden der Nationalökonomie, hrsg. v. R. Jochimsen und H. Knobel (Köln, 1971), 188 - 203, hier: 188.

Bis die Finanzmittel, die das Krankenkassenmitglied heute zur Sicherung seiner medizinischen Versorgung als Beitrag zahlt, morgen zu Einkommen eines an der medizinischen Versorgung der Bevölkerung Beteiligten werden, legen sie einen weiten Weg zurück. Die Geldströme sind zahlreichen Einflüssen ausgesetzt, die sie bald in diese, bald in jene Richtung ablenken.

Der Geldstrom wird in Bewegung gesetzt von einer Nachfrage nach ärztlichen Leistungen, die man als einen mit Kaufkraft ausgestatteten Bedarf an ärztlichen Leistungen betrachten kann. Wo diese Nachfrage in welcher Höhe und mit welcher Struktur auftritt, hängt ab von im wesentlichen drei Grundfaktoren, die man im Anschluß an R. Fein identifizieren kann:

- (1) von Gesundheit und sozialökonomischen Kenndaten der Bevölkerung,
- (2) von dem, was technisch-wissenschaftlich in der Medizin überhaupt möglich ist,
- (3) davon, ob und wie die politischen Entscheidungsträger medizinische Bedarfe in Nachfrage verwandeln, d.h. mit Kaufkraft ausstatten.

Welche Nachfrage überhaupt erfüllbar ist, läßt sich dem auf der Angebotsseite vorhandenen Produktionspotential entnehmen, welches im wesentlichen determiniert ist

- (1) von Zahl und Art des eingesetzten medizinischen Personals,
- (2) von der Organisation der Produktion,
- (3) von dem jeweils herrschenden Stand der medizinischen Technologie.¹

¹ Siehe: R. Fein, The Doctor Shortage. An Economic Diagnosis (Washington, 1967), 22.

Wenn hier auf Angebots- und Nachfrage-seite jeweils nur drei Einflußfaktoren genannt sind, so ist dies kein Zeichen für eine geringe Komplexität der Fragestellung; vielmehr verbirgt sich hinter jedem Einzelpunkt eine Fülle von Determinanten.

Den institutionellen Rahmen, durch den Marktzutritt und Anbieter-Nachfrager-Beziehungen im mikroökonomischen Bereich bestimmt werden, kann man als die Marktstruktur bezeichnen.

Für die Preisbildung ist diese Marktstruktur in der Bundesrepublik nur in bezug auf die relativ kleine Gruppe der Privatpatienten von Bedeutung. Der Prozeß der Honorarfindung für die Mitglieder der gesetzlichen Krankenversicherung findet hier vielmehr im institutionellen Rahmen des Vertrags- und Vergütungssystems statt. Bei diesem Verfahren der Preisbildung spielen Angebot und Nachfrage ganz offensichtlich eine untergeordnete Rolle; als Determinanten kann man hier eher im Bewußtsein des sehr Unbestimmten dieses Begriffes die Verhandlungsstärke der jeweils beteiligten Kontrahenten nennen.

Erst die Kombination der systematischen Einflußfaktoren auf der Angebots- und Nachfrage-seite im Mikrobereich mit dem über den Verteilungsmaßstab eventuell weiter veränderten Verhandlungsergebnis der Makroebene gibt eine Information darüber, wieviele ärztliche Leistungen wertmäßig erbracht worden sind (Gesamtvergütung -- Aspekt der funktionellen Verteilung) und wie sich ihre systematische Ver-

teilung erklären läßt.

Damit ist aber die personelle Einkommensverteilung noch nicht erfaßt: tatsächlich erweist es sich in der Regel, daß empirische Häufigkeitsverteilungen von Umsätzen und Einkommen ohne Rekurs auf zufällige Einflüsse kaum erklärt werden können.

Um nun von der personellen Einkommensverteilung zu dem zu gelangen, was letztlich verteilt wird, müßte man neben einer Fülle weiterer ökonomischer Variablen wie Vermögen, Einkommensschwankungen etc. noch solche Größen erfassen wie Prestige, Erfüllung im Beruf, Dispositionsfreiheit usw. Dann erst würde man etwas wissen über die Verteilung der Lebenslagen. Die auf der folgenden Seite dargestellte Skizze verdeutlicht in heuristischer Absicht den Gedankengang.

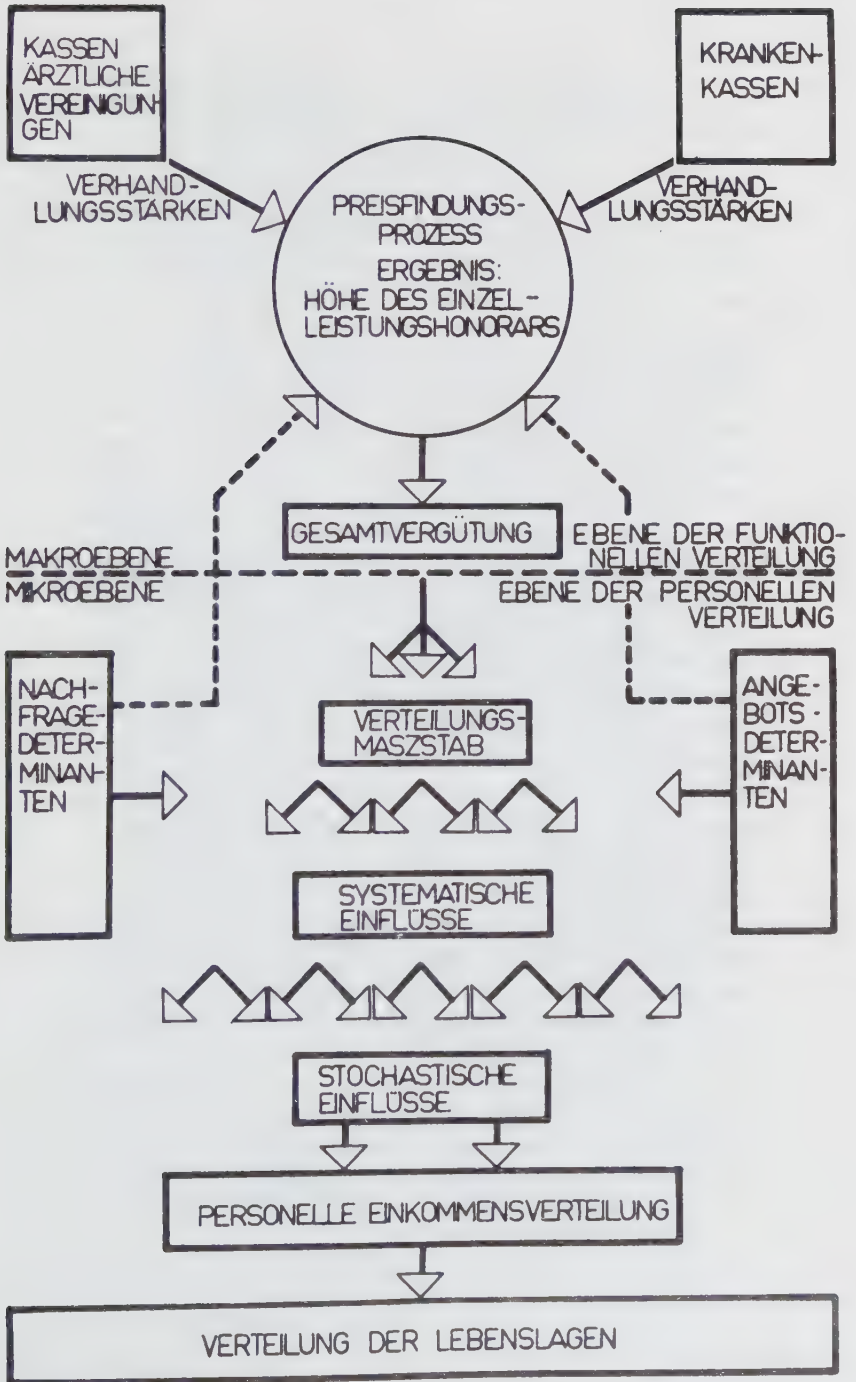
Unsere Analyse begann mit der statistischen Darstellung des Explanandums: der ärztlichen Umsatz- und Einkommensverteilung. Ausgehend von den speziellen Eigenschaften der entsprechenden Häufigkeitsverteilungen werden zunächst Entstehungsprozesse erörtert, die an diesen Charakteristika unmittelbar anknüpfen versuchen. Sie haben in der Theorie der personellen Einkommensverteilung eine relativ lange Tradition, wurden aber im Zusammenhang mit ärztlichen Einkommen bisher nicht diskutiert. Im weiteren Verlauf sollen dann

immer mehr denkbare systematische Einflußfaktoren in die Betrachtung, die schließlich bis in den Bereich der Makroebene geht, einbezogen werden.

Soweit es möglich ist, soll versucht werden, empirische Anhaltspunkte für die angedeuteten theoretischen Konzeptionen zu finden.

Es wird sich zeigen, daß in einem solchen Rahmen nur ein Überblick möglich ist -- wenn man beispielsweise an die Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsgütern denkt, die ja für die niedergelassenen Ärzte unmittelbar umsatz- und einkommensrelevant sind, so erkennt man leicht, daß hier nur Verweise auf umfangreiche und immer komplexer werdende Untersuchungen der Nachbardisziplinen möglich sind. Ähnliches gilt für die Honorarfindung auf der Makroebene -- die hier stattfindenden Bargainingprozesse bedürfen gesonderter Analyse, für die erste Ansätze vorliegen.

Trotz dieser gerade im Bereich des Gesundheitswesens gegebenen Notwendigkeit, Forschungsergebnisse von Nachbardisziplinen in das Theoriegebäude der Ökonomie einzubeziehen, muß es aber doch möglich bleiben, eine sich dieser Einschränkung bewußte Ökonomie zu betreiben; konkret: an die hier gestellte Aufgabe zunächst mit den Denkinstrumenten der Volkswirtschaftslehre heranzugehen.



Könnte die Preistheorie im generellen interdependenten System den selbstgesetzten Ansprüchen gerecht werden, so müßte sie in der Lage sein, die funktionelle¹ und auch die personelle Einkommensverteilung zu erklären. Gerade, wenn die wesentliche Einkommensquelle eines Menschen die Beteiligung am Produktionsprozeß ist und die Bewertung der individuellen Leistung sich über Märkte vollzieht, liegt es nahe, zur Erklärung der persönlichen Einkommenshöhe auf das mikro-ökonomische Theoriegebäude zurückzugreifen. Daher würde sich die personelle Einkommensverteilung (size distribution of income) prinzipiell der Anwendung dieses Instrumentariums nicht entziehen. Dies könnte für die Anbieter ärztlicher Leistungen sogar besonders gelten, da bei ihnen die Verknüpfung von den sich auf dem Gütermarkt einstellenden Preisen zu denen des Faktormarktes vergleichsweise eng ist: der niedergelassene Arzt "verkauft" seine Leistung nicht einem Unternehmen, das diese dann mit anderen Faktoren kombiniert, ein Produkt oder mehrere Produkte erstellt und diese auf dem Produktmarkt anbietet. Vielmehr steht der Arzt unmittelbar der Nachfrage nach Gesundheitsgütern gegenüber -- daher könnte man annehmen, es reiche zur Ermittlung der Determinanten seines Einkommens aus, genaue Angaben zur Nachfrage, zum ärztlichen Angebot und zu den speziellen

¹ E. Scheele, "Theorie der Einkommensverteilung," in: W. Ehrlicher et al. Kompandium der Volkswirtschaftslehre (Göttingen, 31972), 288 - 338, hier: 292.

Marktgegebenheiten zu machen und daraus das Marktgleichgewicht zu ermitteln. Indessen erscheint die Vorgehensweise, die Erklärung der Einkommensverteilung beim jeweiligen Produktmarkt zu beginnen, einfacher als sie sich bei dem Versuch, zu praxisrelevanten Ergebnissen zu gelangen, herausstellt.

Während Verteilungspolitik, Verhandlungspartner aller sich mit Einkommens- und Tarifpolitik befassenden Spitzenverbände und ihre regionalen Unterorganisationen an Aussagen interessiert sind, die unmittelbar Verteilungsparameter betreffen, muß der um Eingliederung der Verteilungstheorie in das mikroökonomische Totalmodell bemühte Verteilungstheoretiker seine Arbeit in einem bedeutenden Umweg zunächst bei Determination und Identifikation der Nachfrage nach Gesundheitsgütern beginnen. Wobei man wegen der Vielzahl nicht ökonomisch erklärbarer Einflüsse auf Hypothesen von Nachbardisziplinen zurückgreifen muß. Ähnliche Probleme wirft die Angebotsfunktion ärztlicher Leistungen und der Arbeitskraft auf -- auch hier wieder außerökonomische Einflüsse, im ärztlichen Bereich: zahlreiche Sonderprobleme durch die spezifischen Eigenschaften von Gesundheitsgütern, teilweise auch eigenwillige Konstruktionen für die Preisbildung, Staatseinflüsse etc. Auf diese Weise kann es geschehen, wie sich an der unten dargestellten Debatte zwischen Newhouse und Frech/Ginsberg gezeigt hat, daß am Ende einer ausführlichen Diskussion über einen ausgeklügelten Beweis der Monopol-

preisbildung für ärztliche Leistungen die Feststellung steht, es sei wahrscheinlich aus prinzipiellen Gründen unmöglich, Konkurrenz- und Monopolpreisbildung in diesem und ähnlich gelagerten Fällen empirisch nachzuweisen. Wobei, selbst wenn es gelungen wäre, die zur Debatte stehende Frage zu entscheiden, doch nur ein winziger Bruchteil dessen geklärt worden wäre, was man als "Determinanten des ärztlichen Einkommens" bezeichnen könnte.

Wenn Vertreter der ökonomischen Theorie mit Emphase die Fragwürdigkeit solcher Erklärungsversuche hervorheben, die von der Häufigkeitsverteilung der Einkommen selbst ausgehend, nach Determinanten -- und eben auch nicht-ökonomischen -- dieser size distribution of income suchen¹ und Wissenschaftler, die in verdienstvoller Weise den sozial-ökonomischen Determinanten des individuell verfügbaren Einkommens empirisch nachgespürt haben, selbst entschuldigend gegenüber den Vertretern der "reinen Theorie" den Charakter des Heuristischen ihrer Arbeit betonen,² dann muß es dem Betrachter scheinen, als ob das Ziel, um dessen Erreichung willen Theorie betrieben wird, manchmal aus dem Blickfeld gerückt sei.

¹ Z.B.: M. W. Reder, "A Partial Survey of the Theory of Income Size Distribution," in: L. Soltow (ed.) Six Papers on the Size Distribution of Wealth and Income (New York, London: NBER, 1969), 205-253.

² Z.B.: H.-J. Krupp, "Empirische Ansätze zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung," in: G. Bombach et al., Neue Aspekte der Verteilungstheorie (Tübingen, 1974), 99-134, hier: 107.

III. ALLGEMEINE ERKLÄRUNGSANSÄTZE FÜR DIE PERSONELLE EINKOMMENSVERTEILUNG DER NIEDERGELASSENEN ÄRZTE

Wie wir in Kap. II, Abschn. 3 sehen konnten, läßt sich die Hypothese, die Stichprobe der Kostenstrukturserhebung stamme aus einer Lognormalverteilung auf dem gewählten Signifikanzniveau nicht ablehnen.

Damit rücken all jene Ansätze, die die feststellbare Lognormalverteilung, zumindest aber die positive Schiefe, von Einkommensverteilungen überhaupt erklären wollen, auch in das Blickfeld der vorliegenden Arbeit. Dabei wird die Lognormalverteilung in zweifacher Hinsicht von Interesse sein: insofern die Umsatz- und Einkommensverteilung der Ärzte ihr folgen, ist diese Tatsache zu erklären. Wenn man aber in einigen Fällen Abweichungen von der Lognormalverteilung feststellt, wird man eben dieses Abweichen zu erklären haben. So konnten wir z.B. bei den unteren Umsatzgrößenklassen feststellen, daß sie stärker besetzt sind, als man es nach der Lognormalverteilung erwarten würde. Das könnte damit zusammenhängen, daß Ärzte häufig über Jahre hinweg aus ihrer Berufstätigkeit ausscheiden -- sei es, daß die Alterssicherung ihnen nicht ausreichend erscheint, sei es, daß ihnen die Berufsausübung noch Freude bereitet. Jedenfalls: auf dieses Phänomen sind wir gerade durch den Vergleich der empirischen mit der theoretischen Verteilung der Arzteinkommen gestoßen.

Die Ausführungen des vorliegenden Kapitels gelten zunächst der im großen und ganzen feststellbaren Übereinstimmung der Verteilung von

Arztumsätzen und -einkommen mit der logarithmischen Normalverteilung. Es kann dabei einerseits nicht als Aufgabe dieser Arbeit angesehen werden, allen Ansätzen zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung nachzugehen, andererseits aber enthalten diese eine Fülle von Hypothesen, auf die derjenige, der sich mit der Verteilung ärztlicher Einkommen auseinanderzusetzen hat, unmöglich kommentarlos verzichten kann. Dem Dilemma, hier nicht zuviel und nicht zuwenig zu tun, wird man wohl nur entrinnen können, indem man Schwerpunkte in der Darstellung setzt und die intensivere Diskussion des Gegenstandes den originär damit Befassten beläßt.

Wie man sieht, fällt der nächste Schritt zur Analyse der gezeigten Dichte- und Verteilungsfunktion der Arzteinkommen und -umsätze in das Gebiet der Theorie der personellen Einkommensverteilung. Die Fragestellung, um die es in den theoretischen Ansätzen mit bezug auf das hier zu behandelnde Thema geht, umreißt Blümle:

Erklärt werden sollen in den Ansätzen die Ungleichmäßigkeit und die Schiefe der Verteilung, oft auch rein verbal die Gestalt der Verteilungskurve. In einigen Fällen wird versucht, die analytische Gestalt der Dichte- oder der Verteilungsfunktion möglichst für den ganzen Einkommensbereich abzuleiten, während andererseits häufig lediglich Erklärungen für einzelne Perzentile gegeben werden.¹

¹ G. Blümle, "Theoretische Ansätze zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung," in: G. Bombach, B. S. Frey und B. Gahlen (Hrsgg.), Neue Aspekte der Verteilungstheorie (Tübingen, 1974), 63-97, hier: 65.

Den weiteren Gang der Untersuchung kann man folgendermaßen skizzieren: wir werden nur die wesentlichen Theorieansätze auf ihre Anwendbarkeit für die Erklärung der Verteilung der Arzteinkommen prüfen und uns dabei an die folgende Einteilung der approaches halten:

1. entscheidungsunabhängige Ansätze, darunter
 - 1.1. stochastische Ansätze mit
 - 1.1.1. stochastisch unabhängigen Variablen
 - 1.1.2. stochastisch abhängigen Variablen
2. entscheidungsabhängige Ansätze
 - 2.1. risikopräferenzorientierte Ansätze
 - 2.2. human capital-Ansätze.

Unter 1. findet man solche Beiträge, bei denen das Individuum sozusagen Spielball verschiedener zufälliger Ereignisse ist -- es hat keinen Entscheidungsspielraum, der relevant für sein Einkommen sein könnte. Bei 2. dagegen sind die sich ergebenden Einkommensverteilungen Produkt unzähliger individueller und einkommensrelevanter Entscheidungen: das Individuum selbst bestimmt mit seiner Vorliebe (oder Abneigung) für (gegen) Risiken und Chancen bzw. Investitionen in human capital seine künftige Position in der Einkommensverteilung.

1. Theorien der personellen Einkommensverteilung, die die Schiefe der Verteilung erklären könnten
 - a) Ansätze mit exogener, stochastischer Einkommensdetermination

Bohnet subsumiert unter der Menge dieser Ansätze die Arbeiten von Pareto, Gibrat, Tinbergen und Champernowne. Als exogene Einkommensdeterminanten kommen dabei immer die individuellen Fähigkeiten ins Spiel, die dann bestimmten Zufallsprozessen ausgesetzt sind.

(1) Die Pareto-Verteilung

Pareto¹ fand, daß sich eine Einkommensverteilung recht gut durch folgende Aussage beschreiben läßt:

Der Logarithmus des Prozentsatzes von Einheiten mit dem Einkommen, welches über einem bestimmten Wert liegt, ist eine negativ geneigte lineare Funktion des Logarithmus eben dieses Wertes.²

Wenn

$P(Y)$ = Prozentsatz der Einheiten mit einem Einkommen über einem Wert Y ,

Y = Einkommen

A, α = Parameter

dann soll gelten:

$$\log P(Y) = \log A - \alpha \log Y$$

oder entlogarithmiert:

$$P(Y) = AY^{-\alpha}.$$

Durch Ableitung und Absolutsetzen erhalten wir als Dichtefunktion:

$$p(Y) = -\alpha AY^{-\alpha-1}$$

$$/p(Y)/ = \alpha AY^{-(1+\alpha)}.$$

¹ V. Pareto, Cours d'économie politique (Lausanne, 1897) und ders., Manuel d'économie politique (Paris, 1909), S. 380 ff.

² L. R. Klein, Einführung in die Ökonometrie (Düsseldorf, 1969), 138.

Die logarithmische Ableitung nach Y zeigt die Bedeutung des Parameters α :

$$\frac{d \log P(Y)}{d \log Y} = -\alpha;$$

$-\alpha$ ist die Elastizität von $P(Y)$ in bezug auf Y ; oder anders ausgedrückt: α gibt an, um welchen Prozentsatz $P(Y)$ sich vermindert, wenn Y um ein Prozent erhöht wird. α kann als Maßstab für den Gleichheitsgrad der Einkommen benutzt werden;¹ angenommen α sei sehr groß, so bedeutet das offenbar: eine Erhöhung des Einkommens um einen bestimmten Prozentsatz hat eine große Verminderung des Anteils der Merkmalsträger zur Folge, die sich über dem entsprechenden Einkommen befinden. Das heißt: die Dichtefunktion konzentriert sich stark -- ein Zeichen für eine relativ gleichmäßige Verteilung der Einkommen.

A , der Schnittpunkt der Pareto-Geraden mit der $\log P$ - Achse, hat keine sinnfällige Bedeutung, da man weiß, daß empirische Verteilungen sich in der Nähe der Ordinaten stark nach links von der Pareto-Geraden entfernen. Wenn man von Y_0 ausgehend Y gegen 0 streben läßt, gelangt man, wenn man der Anpassungsgeraden folgt, irgendwann zu der Aussage, mehr als 100% aller Individuen befänden sich über einem Einkommenswert Y_t .

Da man aus der Anpassung erkennt, daß ab dem Schwellenwert Y_0 die tatsächlichen Werte befriedigend durch die Pareto-Verteilung approxi-

¹ B. Külp, Verteilungstheorie (Stuttgart, 1974), 141.

miert wird, liegt es nahe, in einem zweiten Schritt alle unter Y_0 liegenden Meßwerte nicht zu beachten und der Summe der sich über dem Schwellenwert befindenden Werte 100% zuzuordnen. Da sich über Y_0 definitionsgemäß 100% der verbleibenden Werte befinden, kann man einsetzen:

$$\begin{aligned}\log P(Y_0) &= \log A - \alpha \log Y_0 \\ 0 &= \log A - \alpha \log Y_0 \\ \log A &= \alpha \log Y_0 \quad ,\end{aligned}$$

oder entlogarithmiert:

$$A = Y_0^\alpha .$$

Nunmehr hängt der Verlauf der Paretogeraden bei einmal bestimmtem Y_0 nur noch von α ab.

Wenn

$$A = Y_0^\alpha ,$$

dann erhält die Verteilungsfunktion die Form

$$P(Y) = \begin{cases} 0 & \text{für } Y \leq Y_0 \\ (Y_0/Y)^\alpha & \text{für } Y > Y_0 \end{cases} .^1$$

In der bekannten Form der Verteilungsfunktion, die einen s-förmigen Verlauf von links unten nach rechts oben zeigt, würde man statt dessen

¹ $\log A = \alpha \log Y_0$
 $\log P(Y) = \log A - \alpha \log Y$
 $\log P(Y) = \alpha \log Y_0 - \alpha \log Y$
 $= \alpha (\log Y_0 - \log Y) .$

schreiben müssen:

$$P'(Y) = \begin{cases} 0 & \text{für } Y \leq Y_0 \\ 1 - (Y_0/Y)^\alpha & \text{für } Y > Y_0 \end{cases}$$

Die Dichtefunktion der Paretoverteilung lautet in beiden Fällen:

$$P(Y) = \begin{cases} 0 & \text{für } Y \leq Y_0 \\ (\alpha/Y_0) (Y_0/Y)^{\alpha+1} & \text{für } Y > Y_0 \end{cases}$$

Für $\alpha > 1$ ergibt sich als Mittelwert:

$$E(\bar{Y}) = \alpha Y_0 / (\alpha - 1) .$$

Leider ist α nicht unabhängig von der jeweils gewählten Klassenbreite und wird deswegen nicht als geeigneter Maßstab für die Streuung angesehen.¹

Die Pareto-Verteilung hat, jedenfalls für Industrieländer, heute vor allem dogmenhistorische Bedeutung; daß sie heute zur Beschreibung aller Quantile von Einkommensverteilungen geeignet wäre, wird kaum noch behauptet. Sie bildet jedoch den Ausgangspunkt für die Diskussionen, die heute eher um die Gibrat-(Lognormal-) Verteilung kreisen. So behandelt z.B. A. C. Pigou in dem Kapitel seiner *Economics of Welfare*, das sich mit "Pareto's Law" befaßt,² die Frage, warum aus Fähigkeiten,

¹ B. Külp, Verteilungstheorie (Stuttgart, 1974), 141.

² A. C. Pigou, The Economics of Welfare (London, 1962), Part IV, Ch. II ("Pareto's Law"), 647 ff.

die allem Anschein nach der Gauss-Kurve entsprechend verteilt sind, eine Einkommensverteilung erwächst, die der Pareto-Verteilung folgt -- wobei es ihm offenbar weniger um die genaue Form der Verteilung als vielmehr überhaupt um die Tatsache der Schiefe ging.¹

Der visuellen Prüfung der Verteilung der Praxisumsätze und -reinerträge des Jahres 1971 und dem Vergleich mit der Verteilung der Einkünfte in der Bundesrepublik im selben Jahr in der von Pareto vorgeschlagenen Darstellungsform dient die folgende Abbildung.

Wie man leicht erkennt, liefert die Pareto-Verteilung keine brauchbare Anpassung an die dargestellten Verteilungen.

¹ Pareto selbst hat die nach ihm benannte Formel "durch bloßes Ausprobieren" (W. Winkler, "Einkommen," Handwörterbuch der Staatswissenschaft, Bd. 3 (Jena, ⁴1926), 367 - 400, hier: 385.) gefunden. Einen solchen Einblick in das "Innere der Zusammenhänge" (*Ibid.*), wie in Pigou angedeutet, haben er und seine Nachfolger zunächst nicht angestrebt.

LOG DER VON OBEN KUMULIERTEN
UND IN PROZENT ANGEgebenEN
HÄUFIGKEITEN

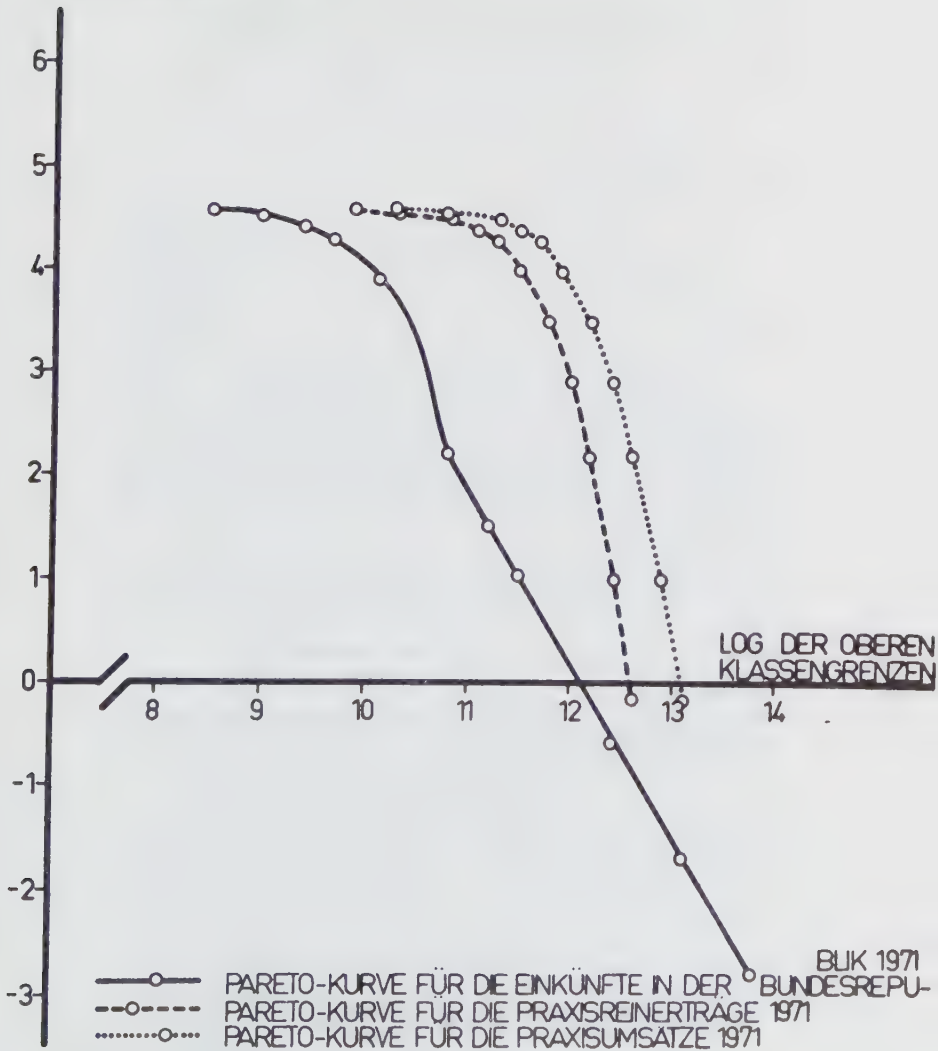


ABB. 11

(2) Gibrats Gesetz des proportionalen Effektes

Wenn man eine Variable X einer Reihe von zufälligen und unabhängig-proportionalen Veränderungen $m_1, m_2, \dots, m_n$ aussetzt (Gibrats "loi de l'effet proportionnel"), dann wird X am Ende des Prozesses den Wert

$$X_0(1+m_1)(1+m_2) \dots (1+m_n)$$

oder logarithmiert:

$$\log X_0 + \log(1+m_1) + \log(1+m_2) + \dots + \log(1+m_n)$$

haben.¹

Bei absoluten Änderungen würde dieser Zufallsprozeß zur Normalverteilung führen, bei den oben gezeigten relativen Änderungen, die absolute Veränderungen von Logarithmen sind, folgt die Lognormalverteilung. Angenommen, in Natur und Gesellschaft gibt es solche zufälligen relativen Veränderungen und sie seien insbesondere auch im Bereich der Einkommensdetermination zu finden, dann wird die Einkommensverteilung "folglich als das Ergebnis eines zufälligen Zusammenspiels ihrer zahlreichen Bestimmungsgründe dargestellt"².

Allerdings war das von Gibrat auch für die Einkommensverteilung für wirksam gehaltene Gesetz

¹ M. Kalecki, "On the Gibrat Distribution," Econometrica, 13 (1945), 161.

² G. Blümle, "Theoretische Ansätze zur Erklärung

des proportionalen Effektes schon bald der Kritik ausgesetzt, es müsse empirische Konsequenzen haben, die sich tatsächlich nicht feststellen ließen:

Indeed, the argument implies that as time goes by the standard deviation of the logarithm of the variate considered increases continuously. In the case of many economic phenomena, however, no tendency for such an increase is apparent.¹ (for instance in distribution of incomes).

Die Stabilität der Gibrat-Verteilung wird von Rutherford erst erzielt, indem er aus den aufeinanderfolgenden Jahrgängen von Einkommensbeziehern immer einen konstanten Anteil ausscheiden läßt, also die Wirkung auf jeweils isolierte Alterskohorten für die random shocks annimmt.² Einen anderen Ausweg aus dem von Kalecki aufgezeigten Dilemma der Gibrat-Verteilung gibt Champernowne an, indem er eine negative Korrelation zwischen der Größe der random shocks und der Höhe des Einkommens einführt.³

Die von Gibrat unterstellte stochastische Unabhängigkeit der Einflußfaktoren kann nur

der personellen Einkommensverteilung," in: G. Bombach, B. S. Frey, B. Gahlen (Hrsgg.), Neue Aspekte der Verteilungstheorie (Tübingen, 1974), 63 - 97, hier: 66

¹ M. Kalecki, op.cit., 162.

² R. S. G. Rutherford, "Income Distributions: A New Model," Econometrica, XVIII (1955), 425-440.

³ D. G. Champernowne, "A Model of Income Distribution," Economic Journal, LXIII (1953), 318-351.

in Einzelfällen als realisiert angesehen werden -- plausibler erscheint es da, Markoff-Prozesse anzunehmen, bei denen man unter bestimmten Bedingungen Konvergenz zur Lognormalverteilung nachweisen kann.

(3) Markoff-Prozesse

Wenn man Haushalte und Individuen in aufeinanderfolgenden Zeitperioden beobachtet, so wird man feststellen, daß viele bei genügend eng gewählten Einkommensklassen von Jahr t zu Jahr $t+1$ in eine höhere Einkommensklasse überwechseln, andere werden sich nicht verändern, einige werden sich verschlechtern. Die Zahl derjenigen, die gleich mehrere Einkommensklassen überspringen, wird verhältnismäßig gering sein, wenn man nicht gerade von exorbitantem wirtschaftlichen Wachstum, Hyperinflation o.ä. ausgeht.

Für i betrachtete Zeitperioden lassen sich i -dimensionale Matrizen denken, deren Elemente jeweils die Zahl der Individuen angibt, die von der k -ten Einkommensklasse zur l -ten überwechseln. Für den zweidimensionalen Fall mit 4 Einkommensklassen erhält man z.B.:

Klassen in Jahr $t+1$ Klassen in Jahr t		1	2	3	4
1		N_{11}	N_{12}	N_{13}	N_{14}
2		N_{21}	N_{22}	N_{23}	N_{24}
3		N_{31}	N_{32}	N_{33}	N_{34}
4		N_{41}	N_{42}	N_{43}	N_{44}

N_{13} gibt also die Zahl derer an, die sich in der Periode t in der 1. und in Periode $t+1$ in der 3. Einkommensklasse befinden. Wenn man die Diagonalelemente N_{ii} als Trennungslinie der Matrix betrachtet, dann befinden sich rechts von dieser (alle N_{ij} mit $j > i$) die Aufsteiger und links von ihr die Absteiger. Setzt man statt N_{ij} den jeweiligen Anteilswert p_{ij} ein, dann erhält man die Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten. Aus ihr kann man ersehen, ob und wie sich die Aufstiegsmöglichkeiten und Abstiegsgefahren in einer Gesellschaft oder einer Gesellschaftsgruppe verändern. Es ist aber auch möglich, bei bestimmten Annahmen über das Zeitverhalten der Übergangswahrscheinlichkeiten die Entwicklung einer Einkommensverteilung zu simulieren und den Endpunkt des Prozesses zu bestimmen, sofern er vorhanden ist. Wenn das System in Richtung auf eine Endverteilung konvergiert, dann müssen nach einer bestimmten Anzahl Perioden die Zeilen- und Spaltensummen in der Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten gleich werden.

Es läßt sich zeigen, daß die Endverteilung nur von den Übergangswahrscheinlichkeiten und nicht von der Anfangsverteilung abhängt.¹ Wenn man z.B. eine beliebige Verteilung der Bevölkerung in einer Zweiklassengesellschaft mit der Matrix M

¹ Siehe D. G. Champernowne, "A Model of Income Distribution," Economic Journal, 63 (1953), 318 - 351, hier: 321.

$$M = \begin{bmatrix} 0.9 & 0.1 \\ 0.1 & 0.9 \end{bmatrix}$$

der Übergangswahrscheinlichkeiten multipliziert und das Ergebnis wiederum derselben Operation unterwirft, so wird sich im Zeitablauf die Modellgesellschaft stets, auch wenn in der Ausgangsverteilung nur wenige Individuum der Ober- und viele der Unterklasse angehören und, wie man M entnehmen kann, jeweils nur wenige Individuen die Klasse wechseln, zu gleichen Teilen in Unter- und Oberschichtangehörige gliedern.

Champernowne teilt die gesamte Einkommensskala so ein, daß die Klassenspannweite (Klassenobergrenze minus Klassenuntergrenze) proportional zu der Rangziffer der jeweiligen Klasse zunimmt. Wenn u die Anzahl von Klassen bezeichnet, die jemand von einem Jahr zum anderen zu überspringen in der Lage ist, so wird u innerhalb relativ geringer Grenzen um u=0 herum angesiedelt sein. Für relativ einfache Annahmen, darunter, daß niemand um mehr als eine Einkommensklasse aufsteigen kann und nie bis unter die unterste Einkommensklasse absinkt, kann Champernowne zeigen, daß nach einer ausreichenden Anzahl von Jahren die sich ergebende Einkommensverteilung dem Pareto-Gesetz folgt:

Thus if all ranges are of equal proportionate extent, our simplifying assumptions ensure that any initial distribution of income will in the course of time approach the exact Pareto distribution ...¹

¹ Ibid., 326.

Die Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten, die in dem skizzierten Ansatz eine zentrale Rolle spielt, wäre, wenn man sie ermitteln könnte, sehr hilfreich bei der Analyse von Einkommensverteilungen; allerdings, und Champernowne hat diese Einschränkung bewußt gemacht: sie kann nicht die Vielzahl der Determinanten erklären, deren **A u s d r u c k** sie ist. Wenngleich sie also ihrerseits einen Prozeß angibt, der der Pareto- und Gibrat-Verteilung logisch vorgelagert ist, so kann sie doch noch keinen vertieften Einblick in die sozioökonomischen Bedingungen, die die wirtschaftlichen Chancen einer Berufsgruppe, eines Wirtschaftssektors, einer Region, einer Gesellschaftsschicht etc. geben.

(4) Der Rekurs auf normalverteilte Fähigkeiten

Obgleich Bohnet aufgrund psychologisch orientierter Argumente¹ die Auffassung zu stützen versucht, Lohneinkommen wiesen wie Fähigkeiten die bekannte linkssteile Verteilung auf, geht doch die Diskussion meist von der klassischen Feststellung aus, die schon Quetelet geäußert hatte, daß viele körperliche Eigenschaften des Menschen normalverteilt seien. Galton übertrug dies auf die Fähigkeit, Einkommen zu erzielen. Auch Wicksell und Pigou waren der Ansicht, die Fähigkeiten der Menschen (und somit ihre Leistungseinkommen) seien

¹ Siehe A. Bohnet, Zur Theorie der personellen Einkommensverteilung (Stuttgart, Berlin, Köln, Mainz, 1967), S. 15 - 36.

in etwa normalverteilt.¹ Die Normalverteilungsannahme bezüglich der Einkommen wurde dann durch das oben skizzierte empirische "Gesetz" Paretos zutiefst erschüttert. Für diese Abweichung der Einkommens- von der Fähigkeitsverteilung machte Pigou das ererbte Eigentum verantwortlich;² die Hauptstoßrichtung zur Erklärung dieser Abweichungen jedoch ging, für Mincer "curiously enough"³, den Weg stochastischer Ansätze.

Auf das stochastische Zusammenwirken von normalverteilten menschlichen Eigenschaften stellt auch der Erklärungsversuch Roys ab.⁴ Dieser lehnt Pigous Hinweis auf "inherited property" als Erklärung für die Abweichung von der Normalverteilung ab, weil sich nachweisen lasse, daß auch die Verteilung nur der Leistungseinkommen eine Form habe, die der der (schiefen) Verteilung der Gesamteinkommen sehr

¹ Zur Theoriegeschichte auf diesem Gebiet: H. Staehle, "Ability, Wages, and Income," Rev. of Ec. and Stat., XXV (1943), 77-87.

² A. C. Pigou, The Economics of Welfare (London, 1962), 650 f.

³ J. Mincer, "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution," The Journal of Political Economy, vol. LXVI (1958), 281 - 302, hier: 282.

⁴ A. D. Roy, "The Distribution of Earnings and of Individual Output," Economic Journal, vol. 60 (1950), 489-505.

ähnlich sei.¹ Dennoch sei es nicht ausgeschlossen, daß elementare Fähigkeiten normalverteilt seien -- nur: die entlohnte Leistung entstehe durch das Zusammenwirken solcher elementarer Fähigkeiten, und dieses zeitige dann eine schiefe Verteilung. Die Argumentation kann sich auf ein natürliches Analogon stützen: Die Körpergröße der Menschen ist ziemlich genau normalverteilt, die Körpergewichte und -volumina jedoch folgen einer schiefen Verteilung -- eine Folge des Zusammenwirkens dreier Dimensionen, wovon die Größe eben nur eine ist.² Roy behauptet nun, auch für den Output von Arbeitern könne eine ähnliche Abhängigkeit vom Zusammenwirken (mindestens) der drei folgenden elementaren Eigenschaften festgestellt werden:

- Arbeitsgeschwindigkeit,
- Genauigkeit,
- Zahl der gearbeiteten Stunden.³

Wenn die Häufigkeitsverteilungen dieser Eigenschaften auch symmetrisch sein mögen, die Verteilung des Produktes daraus wird schief sein. Die Endverteilung wird sich dabei umso mehr der Lognormalverteilung nähern, je größer die Zahl der elementaren Eigenschaften ist, die multipli-

¹ Ibid., 489.

² Dazu auch: P. T. Yuan, "On the Logarithmic Frequency Distribution and the Semilogarithmic Correlation Surface," Ann. Math. Statist., 6 (1933), 30 ff.

³ A. D. Roy, op.cit., 491.

kativ aufeinander einwirken:

The proposition is, then, that the output of an individual depends on a great number of different factors which may conveniently be considered to act together in a multiplicative rather than in an additive way.¹

Roy testet die Hypothese, die Outputs von Arbeitern seien normal- und die Hypothese, sie seien lognormalverteilt. Wobei durch die Wahl der Tätigkeit, die untersucht wurde, möglichst eine einseitige Selektion und Bewertungsprobleme ausgeschlossen werden mußten.

Dabei stellte sich z.B. bei einem Sample von Fließbandarbeiterinnen heraus, daß die Leistungen bei einem einfachen Packverfahren normal-, bei einem schwierigeren eher lognormalverteilt waren; was Roys These insofern stützt, als anspruchsvollere Tätigkeiten eben das Zusammenwirken mehrerer körperlicher und geistiger Eigenschaften erfordern, während einfachere Verfahren den elementaren Tätigkeiten näher liegen und daher wie diese verteilt sind.²

Die von Roy untersuchten 12 Samples, von denen eines aus einem Laboratoriumstest stammt, zeigen ein nicht ganz so eindeutiges Ergebnis, wie man der Sekundärliteratur oft entnehmen kann. Eine gewisse Tendenz, die auf Lognormalität hindeutet, jedoch kann man aus den Ergebnissen wohl ableiten.

¹ Ibid., 493.

² Ibid., 497 f.

(5) Zu den dargestellten Ansätzen stochastischer Einkommensdetermination

Ziel der dargestellten Ansätze ist es, plausible Prozesse anzugeben, die von normalverteilten (Elementar-) Fähigkeiten zu lognormal- oder paretoverteilten Einkommen führen. Dabei stellt die Pareto Gerade keinen eigenständigen Erklärungsansatz dar, sondern ist lediglich der empirische Ausgangspunkt der Erneuerung einer Diskussion, die zuvor von einer anderen Vorstellung über die Realität beherrscht war.

Gibrats Effekt des proportionalen Effektes zeigt eine Sequenz zufälliger Ereignisse, die nacheinander proportional auf eine jeweilige Einkommenshöhe einwirken; ein solcher Prozeß könnte sich in Matrizen der Übergangswahrscheinlichkeiten niederschlagen, in denen sich Annahmen über die Chancen des Wechsels von Einkommensbeziehern in höher oder niedriger gelegenen Einkommensklassen widerspiegeln, wobei die Proportionalität ihren Ausdruck in der im Verhältnis zum Rang zunehmenden Klassenbreite findet.

Nicht hintereinander, sondern bei bestimmten Tätigkeiten gleichzeitig werden normalverteilte physische und psychische Eigenschaften bei Roy mobilisiert -- je komplexer die Aufgabe, umso mehr menschliche Fähigkeiten werden eingesetzt.

Auf einem bestimmten Aggregationsniveau, relativ weit entfernt von elementaren Fähigkeiten also, muß die Verteilung der Fähigkeiten lognormal erscheinen -- eine Möglichkeit, die bei Bohnet angedeutet ist.

Aber wie man den Zufall auch immer in den Modellen zur Geltung kommen läßt: als erklärende Variable muß er in solchen Zusammenhängen immer unbefriedigend bleiben. Denn was da im Gewand des Zufalls auftritt, ist ja nicht ein Roulette oder ein Würfelspiel um Einkommen, sondern ein kompliziertes Geflecht sozio-ökonomischer und institutioneller Bedingungen, das man soweit als möglich zu entwirren versuchen sollte. Weder über diesen Handlungsrahmen, noch über die einkommensrelevanten Entscheidungen der Individuen selbst wird in stochastischen Ansätzen etwas ausgesagt:

If the "chance" factor is to be understood as a net effect of all kinds of causes, this approach is an admission of defeat in the efforts to gain insight into systematic factors affecting the distribution of income.¹

- b) Ansätze, die individuelle Entscheidungen als Einkommensdeterminanten einbeziehen

- (1) Friedmans Konzept der Wahl zwischen Chancen und Risiken

Bei den unter a) aufgeführten Ansätzen zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung treten als wesentliche Determinanten

¹ J. Mincer, "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution," The Journal of Political Economy, vol. LXVI (1958), 281 - 302, hier: 283.

die individuellen Fähigkeiten auf -- die stochastisch zusammenwirken oder einer Reihe von Zufallseinflüssen ausgesetzt sind.

Friedman lenkte im Jahre 1953 (erneut) die Aufmerksamkeit auf die Tatsache, daß in den bis dahin vorliegenden Theorieansätzen zur personellen Einkommensverteilung individuelle Entscheidungen nicht die geringste Rolle spielen, wogegen man sie in den Arbeiten zur funktionellen Verteilung wenigstens partiell berücksichtigt hat.¹

Individuelle Entscheidungen können in zweifacher Weise relevant werden:

- die Entscheidung für einen speziellen Einkommenserwerb kann dem betroffenen Individuum nur nahegelegt werden, wenn nichtpekuniäre Vor- und Nachteile gegenüber anderen Berufen ausgeglichen sind (in solchen Fällen stellen Geldeinkommensdifferenzen die Gleichheit der Realeinkommen her);
- die dem Entscheidenden offenstehenden Alternativen haben verschiedene Wahrscheinlichkeitsverteilungen des Einkommens -- der Erwartungswert des Einkommens kann in allen Berufen gleich, aber die Chancen, hohe Einkommen (und als Pendant dazu: die Gefahren, niedrige Einkommen) zu beziehen, können verschieden sein.

Friedman konzentriert sich auf den zweiten Aspekt: insofern die Einkommensverteilungen für bestimmte Berufe als Wahrscheinlichkeitsverteilungen für die Erzielung eines gewünschten Einkommens angesehen werden können,

¹ M. Friedman, "Choice, Chance, and the Personal Distribution of Income," The Journal of Political Economy, vol. LXI

hängt die Wahl zwischen Berufen teilweise auch von der "taste for risk"¹ des Individuums ab. Daß es Präferenzen für Einkommensunterschiede in Gesellschaften gibt, beweist die Existenz eines der klassischen Instrumente zur Erzeugung von Einkommenskonzentration: der Lotterie.

Typischerweise werden in Gesellschaften, in denen risk averters dominieren, Versicherungen und progressive Steuersysteme verstärkt auftreten, in Gesellschaften mit risk seekers mehr Lotterien und regressive Steuertarife zu beobachten sein. Es ist anzunehmen, daß auch Einkommensverteilungen bei verschiedenen Berufen als Vehikel zur Erzeugung der Güter "Gleichheit" oder "Ungleichheit", "Chancenkonzentration" oder "Risikostreuung" eingesetzt werden:

It follows that the inequality of income in a society may be regarded in much the same way as the kinds of goods that are produced, as at least in part -- and perhaps in major part -- a reflection of deliberate choice in accordance with the tastes and preferences of the members of the society rather than as simply an "act of God".²

Jedes Unternehmen könne daher teilweise als "an arrangement to change the probability distribution of wealth" angesehen werden.³ Die empirisch feststellbare Streuung (vielleicht auch die Schiefe) der Einkommensverteilungen wären dann als "produced by men to satisfy their tastes and preferences" anzusehen.⁴

(1953), 277 - 290, hier: 277.

¹ Ibid., 278.

² Ibid., 278.

³ Ibid., 281.

⁴ Ibid., 290.

(2) Der human capital Ansatz

In unserer Gesellschaft erfordert die Ausübung des Arztberufes eine relativ lange Ausbildungszeit. Während dieser muß der Medizinstudent auf Arbeitseinkommen verzichten, die andere, welche einen Beruf mit kürzerer Ausbildung gewählt haben, währenddessen beziehen. Sollen alle, die nicht Ausgebildeten ebenso wie die sehr lange Ausgebildeten, über die Spanne des zu erwartenden Lebens mindestens ökonomisch gleichgestellt sein, so muß der Mediziner für seinen Einkommensverzicht während der Ausbildungszeit im späteren Arbeitsleben entschädigt werden.

Friedman und Kuznets hatten 1945 die folgende Vorgehensweise vorgeschlagen: will man die Entscheidung zwischen den Studien der Medizin und der Zahnmedizin allein auf finanzielle Erwägungen zurückführen, und sollen die wirtschaftlichen Aussichten bei beiden Berufen äquivalent sein, so muß man

- das längere Arbeitsleben des Zahnarztes,
- seine kürzere Studiendauer und
- seine gegenüber Ärzten verminderten Ausbildungsaufwendungen

in Rechnung stellen. Es sei V der Gegenwartswert aller Zahnarzteinkommen über das gesamte Arbeitsleben des Dentisten, abzüglich der Einkommen, die in den u Jahren entstehen, um die das Zahnarzt-Arbeitsleben länger ist als das des Arztes; v sei der Gegenwartswert der Zahnarzteinkommen in den genannten u Jahren. c sei der Gegenwartswert der zusätzlichen Kosten, die bei

der Arzt- gegenüber der Zahnarztausbildung entstehen.

In dem Ausdruck

$$k = \frac{V + v + c}{v} (1 + i)^t$$

gibt der Zähler daher den Gegenwartswert der Einkommen, auf die der Arzt verzichtet hat ($V + v$) und der Kosten c , die er zusätzlich für seine Ausbildung aufwenden muß, an. Dieses (diskontierte) Einkommen hätte der Arzt haben können, wenn er statt seines Studiums das der Zahnmedizin gewählt hätte. Der Nenner bezeichnet den Gegenwartswert der Einkommen, auf die der Arzt verzichtet, unter der Annahme, sein Arbeitsleben sei ebenso lang wie das des Zahnarztes, und ihm entstünden keine zusätzlichen Ausbildungskosten.

Wenn also der Arzt so honoriert werden soll, daß er gegenüber dem Zahnarzt nicht benachteiligt ist, dann muß er um den Faktor k mehr erhalten als dieser. Wobei $(1 + i)^t$ berücksichtigt, daß zudem noch alle Einkommen des Arztes später anfallen als beim Zahnarzt.

Since k is the ratio between "corresponding" installments of income, it can be interpreted as the ratio of the average annual income from medicine to the average annual income from all but the last u years of dentistry.¹

¹ M. Friedman, S. Kuznets, Income from Independent Professional Practice (New York, 1945, 1954), 143.

Eine ähnliche Relation, nur diesmal berechnet für die Durchschnittseinkommen über das gesamte Arbeitsleben beider Berufsgruppen gibt die folgende Gleichung:

$$R = \frac{yk}{(y - u) + up} .$$

Darin bezeichnen y die Länge des Arbeitslebens eines Zahnarztes und p das Verhältnis des Zahnarzteinkommens während der letzten u Jahre zu dem der vorangegangenen Jahre.

Indem die Autoren in die beiden angeführten Gleichungen empirische Werte einsetzen, kommen sie zu

$$k = 1.162 \text{ und}$$

$$R = 1.169 .$$

Daß dabei nicht wenige der Werte letztlich auf Entscheidungen der Forscher zurückzuführen sind, ist ihnen bewußt.¹

Wir wollen an dieser Stelle nicht weiter in Details vordringen, sondern lediglich die folgenden Punkte hervorheben, für die die Arbeit Friedmans und Kuznets' sicherlich fruchtbar gewesen ist:

- der von Mincer 1958 vorgestellte human capital approach basiert von seiner Grundstruktur her auf den Arbeiten der beiden genannten Autoren;

¹ Ibid., 144.

- auch wenn diese noch nicht den Schluß von ihrem Ansatz auf die Lognormalität von Einkommensverteilungen gezogen haben, so haben sie doch Einkommensunterschiede zwischen einzelnen Medizinergruppen bereits auf das Wirken des Kompensationsgedankens und Unterschiede
 - in der Dauer des Studiums,
 - in der Dauer des Arbeitslebens und
 - in den Studienaufwendungen
 zurückgeführt.

Mincer hat in dem folgenden einfachen Modell versucht, den Ansatz Friedmans und Kuznets' zu verallgemeinern. Auch hier kommt es darauf an zu eruieren, wie groß der Einkommensunterschied zwischen zwei Berufsgruppen sein muß, wenn sie insgesamt gleichgestellt sein sollen.

Es seien

- l = Länge eines Arbeitslebens + Ausbildungszeit,
- a_n = jährliches Einkommen eines Menschen, der n Jahre ausgebildet wurde,
- V_n = Kapitalwert der Einkommen zum Zeitpunkt des Ausbildungsbeginns,
- r = Diskontsatz für Zukunftseinkommen,
- t = 0, 1, ..., l Jahre,
- d = Ausbildungszeit-Differenz zwischen zwei Individuen in Jahren.

In diskreter Betrachtung ergibt sich

$$V_n = a_n \sum_{t=n+1}^l (1/(1+r))^t ;$$

in kontinuierlicher Darstellung:

$$V_n = a_n \int_n^l (e^{-rt}) dt = \frac{a_n}{r} (e^{-rn} - e^{-rl}).$$

Sollen beide Individuen wirtschaftlich gleichgestellt sein, so muß gelten:

$$V_n = V_{n-d}.$$

Unter dieser Bedingung kann man nun das Verhältnis der jährlichen Einkommen von höher Ausgebildetem zu früher Einkommen Erzielendem errechnen:

$$\frac{a_n}{r}(e^{-rn} - e^{-rl}) = \frac{a_{n-d}}{r}(e^{-r(n-d)} - e^{-rl})$$

$$\begin{aligned} \frac{a_n}{a_{n-d}} &= \frac{e^{-r(n-d)} - e^{-rl}}{e^{-rn} - e^{-rl}} \\ &= \frac{e^{r(1+d-n)} - 1}{e^{r(1-n)} - 1}. \end{aligned}$$

Daraus lassen sich folgende Zusammenhänge ableiten:

- (a) für positives d ist $a_n/a_{n-d} > 1$,
- (b) a_n/a_{n-d} ist eine positive Funktion von r ; je höher die Zeitpräferenz, desto desto größer wird der Unterschied zwischen den Verdiensten. Denn dadurch hat es der besser Ausgebildete schwerer, den schlechter Ausgebildeten, der bereits Einkommen erzielt hat, einzuholen,
- (c) je kleiner $(1-n)$, desto größer a_n/a_{n-d} ; da $(1-n)$ die Zeitspanne angibt, in der der besser Ausgebildete nachholen kann, was ihm im Vergleich zu dem kürzer Ausgebildeten an Einkommen entgangen ist, muß der Einkommensunterschied natürlich umso größer sein, je weniger Zeit dem

länger Ausgebildeten noch verbleibt.

- (d) Es ergibt sich auch, daß a_n/a_{n-d} bei konstantem d eine positive Funktion von n ist.

Interessant ist auch, daß die Einkommen nicht um einen bestimmten absoluten Betrag differieren, sondern um einen multiplikativen Faktor a_n/a_{n-d} .¹

In dem dargestellten Modell haben zwar die mit dem Studium verbundenen Ausgaben keine Beachtung gefunden. Es würde aber auch bei Einbeziehung dieser Kosten strukturell nicht viel verändert.² Charakteristisch ist ferner, daß die Einkommensunterschiede zwischen Individuen als abhängig allein von ihren verschiedenen Ausbildungsdauern gesehen werden.³ Bei den hier verwendeten relativ strengen Annahmen des Modells ist es letztlich nur eine Frage der persönlichen Präferenzen, ob jemand den einen oder den anderen Weg der Einkommenserzielung wählt.

Wenn aber nun die Fähigkeiten und entsprechend auch die Ausbildungsdauern symmetrisch (oder: normal-) verteilt sind, dann muß wegen der multiplikativen Verknüpfung der Einkommenshöhen für unterschiedliche Ausbildungsdauern die Einkommensverteilung eine positive Schiefe aufweisen.

Damit hätte man für die lognormale Einkommensverteilung eine weitere mögliche Erklärung.

¹ J. Mincer, "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution," The Journal of Political Economy, vol. LXVI (1958), 281 - 302, hier: 285.

Wie der Ausgangsgleichung leicht zu entnehmen ist, schlägt sich in den Ableitungen Mincers die Kompensationsvorstellung nieder: der länger Studierende soll dem länger Verdienenden ökonomisch gleichgestellt werden. Das kann jedoch noch nicht ausreichen, um verschieden hohe individuelle Investitionen in human capital zu erklären; hierzu müssen auch die returns on human capital herangezogen werden: die interne Verzinsung des eingesetzten Kapitals, in der sich niederschlägt, wie der einzelne seine Investitionen zu nutzen versteht. Eine hohe Verzinsung stellt einen Anreiz dar, mehr in human capital zu investieren.¹ Daher müssen returns on human capital (als Ausdruck individueller Fähigkeiten) und Investitionen in human capital positiv korrelieren, was ebenfalls wieder auch bei symmetrischer Fähigkeitsverteilung zur positiven Schiefe der Einkommensverteilung führt.²

Indem er diese Überlegungen weiterverfolgt, gelangt G. S. Becker zu der hier sehr interessanten Folgerung:

² Ibid.

³ Ibid., 286.

¹ Siehe G. S. Becker, Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education (New York and London, 1964), 62.

² Ibid., 65.

Hence if abilities were symmetrically distributed, earnings would tend to be more symmetrically distributed among the unskilled than among the skilled.¹

Becker kann ferner ableiten, mit steigendem Alter der betrachteten Personen müsse sich eine zunehmende Schiefe der Einkommensverteilung feststellen lassen.²

c.) Die Superiorität von Gütern als Determinante der Einkommensverteilung der Produzenten

Einen gerade in Hinblick auf die Ärzte interessanten Ansatz hat M. W. Reder zur Diskussion gestellt. Die Einkommensverteilung unter abhängig Beschäftigten hängt nach seiner Meinung ab von

- den wahrgenommenen Differenzen in der Leistung der Arbeiter und Angeestellten;
- dem Grad der Übereinstimmung zwischen Arbeitgebern bei der Bewertung dieser Differenzen;
- dem Grenznutzen einer hervorragenden Leistung bei dem Arbeitgeber.³

Die Orientierung der Einkommensverteilung an der Verteilung physischer Outputs, wie sie

¹ Ibid.

² Ibid., 65 f.

³ Siehe M. W. Reder, "A Partial Survey of the Theory of Income Size Distribution," in: L. Soltow (ed.), Six Papers on the Size Distribution of Wealth and Income, NBER (New York and London, 1969), 205 - 253, hier: 215.

von Roy (s.o.) analysiert worden ist, kann nach Reder nur für die wenig umfangreiche Menge von Tätigkeiten als plausibel angesehen werden, bei denen sich das physische Grenzprodukt des Arbeiters oder Angestellten problemlos bestimmen läßt. Sobald jedoch dieser quantitative Aspekt der Tätigkeit zurücktrete und die Qualität der Leistung dominiere, könne dieses Modell nicht mehr als akzeptabel betrachtet werden.¹ Noch verstärkt werde die Abweichung von der Quantität dann, wenn es einen allgemeine Konsensus über die Rangfolge der Leistungsanbieter gebe, dann werde nämlich das Einkommen des Betreffenden, wenn er einen hohen Rang einnimmt, noch dadurch gesteigert, daß unter den Nachfragern im Auktionsverfahren jeweils nur der Wohlhabendere unter den Wohlhabenden zum Zuge kommt: "artistic superiority is a 'superior' good"².

Diese Überlegung, die zunächst nur in künstlerischen Zusammenhängen exemplifiziert wird, soll nun aber auch in bestimmten freien Berufen und im Top-Management gelten. Dort kann man hohe Einkommen immer dann beobachten:

- wenn der Wert der Ressourcen, über die bestimmt wird, hoch oder die Zahl der Untergebenen groß ist;
- wenn die Bedeutung, die der Arbeit-(oder Auftrag-)geber dem Erfolg des Engagierten beimißt, groß ist.

¹ Ibid., 216.

² Ibid., 217.

Dabei ist der letztgenannte Faktor, den Reder *Sensitivität* eines Berufes nennt, der entscheidendere. Unter den Beispielen hoch sensibler Berufe befindet sich bei Reder auch der des Chirurgen:

Superior trial lawyers get cases involving larger sums than their inferiors, and top-notch surgeons operate upon wealthier bodies than the average.¹

Mit der Sensitivität möchte Reder auch Einkommensunterschiede zwischen einzelnen Facharztgruppen erklären: Internisten, Psychiater und andere Fachärzte behandeln Reiche und Arme, aber deren Einkommen weise nicht die bei Chirurgen feststellbare Konzentration auf; dies sei zu einem großen Teil zurückzuführen auf "different degrees of concern for superiority and hence to greater concentration of demand on the best people (with consequent greater dispersion of fees and incomes) ..."².

2. Ansätze mit sozialökonomischen Einflußfaktoren

Während die bisher dargestellten Erklärungsansätze systematische Einflußvariablen, wenn sie solche überhaupt enthalten, in einen konsistenten theoretischen Zusammenhang zu stellen versuchen, sind die theoretischen Ansprüche der nun folgenden Versuche relativ niedrig anzusetzen. Auswahlkriterien für die zu analysierenden Einflüsse stützen sich eher auf begründete Vermutungen. Andererseits haben diese Ansätze allerdings den Vorzug, das

¹ Ibid., 221.

² Ibid., 222.

Gewicht auch solcher Variablen abschätzen zu können, für deren Wirkungsweise es zwar noch kein fertiges theoretisches Konzept gibt, bei denen man aber schon aus der Alltagserfahrung weiß, daß sie als Einkommensdeterminanten eine Rolle spielen.

Adams¹ schätzte 1958 die Gleichung

$$\begin{aligned} \log Y = & 2.65 + .20A - .027A^2 + .056E \\ & (.02) \quad (.003) \quad (.012) \\ & + .14J + .055L + .060C + .21P \\ & (.01) \quad (.014) \quad (.009) \quad (.01) \end{aligned}$$

für die Einkommen männlicher Weißer in den USA. Hierbei haben die Variablen die folgende Bedeutung:

A = 1 für 18-24 Jahre Alter
 2 " 25-34 " "
 3 " 35-44 " "
 4 " 45-54 " "
 5 " 55-64 " "
 6 " 65 u.m. " "

E = 1 für wenig Ausbildung
 2 " " "

J = 0 für Berufe ohne bes. Ausbildung
 1 " Fach- und Angestelltenberufe
 2 " leitende und freie Berufe

L = 0 für südliche Staaten
 1 " andere "

C = 0 für flaches Land
 1 " Städte kleiner als 50 000 Einw.
 2 " " größer als 50 000 "

P = 0 für Zahl d. Arbeitsmonate i.J. kleiner 11
 1 volle jährl. Arbeitszeit

¹ F. G. Adams, "The Size of Individual Incomes: Socio-Economic Variables and Chance Variation," The Review of Economics and Statistics, vol.XL (1958), 390-398.

Für das Alter enthält die Gleichung einen linearen und einen quadratischen Term; letzterer soll eine Erfassung der Tatsache ermöglichen, daß das Einkommen bei geringem Alter steigt und bei höherem Alter sinkt. In der Tat ergibt sich durch Ableitung nach A, daß die Einkommenskurve in Abhängigkeit vom Alter und unter Ausschaltung der anderen Einflußgrößen ein Maximum bei

$$A = 3.7, .$$

also nahe bei 45 Jahren, hat. Die Einflüsse aller anderen Variablen sind positiv. Dies entspricht unseren Erwartungen über die sozialökonomischen Einflüsse, die von der Ausbildung, dem Wohnort, der Gemeindegrößenklasse etc. ausgehen.

Aus einer etwas anders angelegten Untersuchung der Einkommensdeterminanten von E. A. Hanushek aus dem Jahre 1973, in der aus einer Gruppe von Männern, die im fiskalischen Jahr 1969 die US-Armee verlassen hatten, 180 000 weiter beobachtet wurden, geht hervor, daß die regionale Einkommensdifferenzierung eine bedeutende Rolle spielt.¹ Die Variable "Zahl der Schuljahre" hat einen mittleren Koeffizienten von 0.049 -- d.h. ein weiteres Schuljahr erhöht das Einkommen um durchschnittlich 4.9%.² U. a. liefert auch diese Untersuchung Indizien dafür, daß die Berufswahl

¹ E. A. Hanushek, "Regional Differences in the Structure of Earnings," The Rev. of Econ. and Statistics, vol. LV (1973), 204-213, hier: 206.

² Ibid., 207.

von großer Bedeutung für die Höhe des späteren Einkommens ist.

Für die Bundesrepublik wollen wir abschließend als neueren Beitrag zur Analyse der systematischen Einflußfaktoren auf die personelle Einkommensverteilung eine empirische Arbeit Krupps heranziehen.¹ Er arbeitet mit dem Erhebungsmaterial der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1962/63 des Statistischen Bundesamtes. Von den erhobenen Merkmalen werden 90 für die Analyse ausgewählt und auch davon unter Anwendung der schrittweisen Regression solche Variablen beseitigt, die einen sehr niedrigen t-Wert oder Multikollinearität aufweisen.²

Wir wollen hier die noch am meisten Variablen enthaltende sog. Standardhypothese anhand der von Krupp errechneten Regressionskoeffizienten besprechen.³ Als Variablengruppen unterscheidet er:

- Vermögensbildung,
- Wohnort,
- Größe und Zusammensetzung des Haushalts,
- Haushaltsvorstand,
- soziale Stellung des Haushaltsvorstands,
- Einkommensbezieher außer Haushaltsvorstand.

Leider sind Informationen über human capital-Einflüsse nur partiell und indirekt zu entnehmen. Bei der offensichtlichen Bedeutung des Humankapitals könnte das zu Verzerrungen führen; Krupp sieht

¹ H.-J. Krupp, "Empirische Ansätze zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung," in: Neue Aspekte der Verteilungstheorie, hrsg. v. G. Bombach, B. S. Frey, B. Gahlen (Tübingen, 1974), 99-134.

² Ibid., 110 f.

das selbst kritisch.¹ Die genannten Variablengruppen enthalten verschiedene Anzahlen von Variablen. Gerade bei der ersten Variablengruppe zeigt sich das Problem der Kausalbeziehung, über die man aufgrund von Regressionsanalysen allein nie eine Aussage machen kann. Ansonsten wollen wir an dieser Stelle nicht weiter auf den Einfluß der "Vermögensbildung" eingehen.

Bei der Variablengruppe "Wohnort" wird unterschieden zwischen der Variablen "Gemeindegrößenklasse" (bei der die Aussagen des Autors zur Skalierung leider sehr ungenau sind) und "Strukturzone". Die Vorzeichen der Regressionskoeffizienten beider Variablen ergeben folgendes Bild: wie man erwarten kann, steigen die Einkommen mit der Gemeindegröße und der strukturellen Nähe zu Ballungskernen; wobei es sich hierbei um den isolierten Einfluß der Variablen handelt -- die genannten Beziehungen gelten *ceteris paribus*.

Größe und Zusammensetzung der Haushalte spielen, von den Beträgen der Regressionskoeffizienten her gerechnet, eine beträchtliche Rolle bei der Einkommensdetermination -- allerdings müssen auch hier die Fragen der Kausalitätsbeziehung offen bleiben.

Die beiden Variablen, die den Haushaltsvorstand kennzeichnen, sind sehr interessant: die Tatsache, daß er männlichen Geschlechts ist,

³ Siehe dazu die Übersichten 2 und 3 im Anhang zu dem genannten Aufsatz Krupps.

¹ H.-J. Krupp, op.cit., 117.

trägt ganz erheblich zum Haushaltseinkommen bei -- ein Zeichen für die relativ schlechte wirtschaftliche Lage alleinstehender Frauen. Auch die Variable "Alter" leistet einen positiven Beitrag zum Einkommen. Allerdings hätte hier das Ergebnis wahrscheinlich differenzierter ausfallen können, wenn Krupp entsprechend der Vorgehensweise in vergleichbaren Arbeiten einen quadratischen Term verwendet hätte; denn man darf wohl von der empirisch gut fundierten Hypothese ausgehen, die Lebenseinkommenskurve verlaufe unimodal, z.B. parabelförmig. Daher dürfte der von Krupp als "nicht unerheblich"¹ bezeichnete Regressionskoeffizient von 25 (also 25 DM Jahreseinkommen mehr pro Jahr des Alters) auch u.E. zu niedrig ausgefallen sein.²

Gibt es zusätzliche Einkommensbezieher in dem Haushalt, dann wirkt sich das natürlich positiv auf das Haushaltseinkommen aus. Mit einem Regressionskoeffizienten von ca. 1200 DM pro Jahr für die Ehefrau und ca. 670 DM für die Kinder fallen die Beiträge der Familienmitglieder zum Haushaltseinkommen sehr gering aus. Hier kann nur eine theoretische (oder auch nur auf Plausibilitätsüberlegungen gegründete) Weiterarbeit aus dem empirischen Dilemma helfen -- etwa indem man die wirtschaftlichen und sozialen Beweggründe für die Berufstätigkeit der Frau oder das einkommensabhängige Ausscheiden der Kinder

¹ Ibid., 116.

² Die Schwäche wird von Krupp gesehen und kritisch reflektiert: Ibid., 117.

aus dem Haushalt genauer analysiert.

Interessant ist in dem Zusammenhang der vorliegenden Arbeit Krupps Ergebnis bezüglich der sozialen Stellung des Haushaltsvorstandes, einer Variablengruppe, der Krupp bei seiner Kommentierung keine weitergehende Beachtung schenkt. Wie man den in Übersicht 3 des Aufsatzes angegebenen Mittelwerten wohl entnehmen darf, wurde bei diesen Variablen nicht ordinal skaliert, sondern mit dummy variables gearbeitet. D.h. der ermittelte Regressionskoeffizient betrifft jeweils die Tatsache, daß ein Haushaltsvorstand das Statusmerkmal aufweist, gegenüber dem Fall, daß er es nicht aufweist. Für die uneingeschränkte Standardhypothese ergeben sich folgende Kennziffern:

	Regressionskoeffizient	Mittelwert ¹
Arbeiter	759.750	0.290
Angestellter	3672.813	0.217
Landwirt	4148.000	0.061
Gewerbetreibend.	3252.906	0.060
Freiber. Tätiger	8259.469	0.019
Rentner	-1094.969	0.186
Pensionär	2563.906	0.049
sonst. Nichterw.	-1039.813	0.018
Beamter	4273.250	0.097

Es fällt sofort der herausragende Regressionskoeffizient der freiberuflich Tätigen ins Auge,

¹ Da die jeweilige dummy variable den Wert 1 annimmt, wenn das Merkmal vorliegt, und 0, wenn das nicht der Fall ist, kann man aus den Mittelwerten den Anteil der Personen mit der angegebenen sozialen Stellung in der Stichprobe ablesen.

der fast doppelt so groß ist, wie die Regressionskoeffizienten der als nächste folgenden Beamten und Landwirte (!).

Die Tatsache, daß jemand willens und in der Lage ist, freiberuflich tätig zu sein, bedeutet offenbar einen ganz erheblichen Sprung in der Höhe des zu erzielenden Einkommens.¹

¹ Entsprechend der oben geäußerten Absicht, nur eine kurze Übersicht der Ansätze zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung zu geben, muß dieser Teil der Darstellung hier enden. Weitere Ansätze sind dargestellt bei G. Blümle, Theorie der Einkommensverteilung. Eine Einführung (Berlin, Heidelberg, New York, 1975), 21 - 99; ferner zur Lognormalverteilung: J. Aitchison, J. A. C. Brown, The Lognormal Distribution (Cambridge, 1963); für weitere empirische Ansätze: H.-J. Krupp, "Empirische Ansätze zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung," in: G. Bombach, B. S. Frey, B. Gahlen, Neue Aspekte der Verteilungstheorie (Tübingen, 1974), 99 - 134.

IV. NACHFRAGESEITIGE DETERMINANTEN DES ÄRZTLICHEN UMSATZES UND ÄRZTLICHE STANDORTWAHL

Nachdem im vorhergehenden Kapitel im Überblick dargestellt worden ist, wie man personelle Einkommensverteilungen allgemein und insbesondere, wenn sie wie die Arzteinkommen lognormale Eigenschaften aufweisen, zu erklären versucht, und dabei die stochastischen Einflüsse, von denen man annehmen kann, daß sie, wenn überhaupt, für Ärzte ebenso gelten wie für andere Einkommensbezieher, ein besonderes Gewicht hatten, wollen wir uns nun solchen systematischen Einflüssen zuwenden, die eine differentielle Betrachtung zulassen, d.h. Einflüssen, die man besonders im Gesundheitswesen, und hier: bei ärztlichen Leistungen, feststellen kann.

In dieser Hinsicht ist die oben gezeigte Synopsis, aus der die Grobstruktur vorliegender Arbeit hervorgehen sollte, nicht detailliert genug: hinter dem als "Nachfragedeterminanten" bezeichneten Einflußbündel verbirgt sich eine Fülle von Erscheinungen und theoretischen Ansätzen zu deren Erklärung.

Die folgende von Kohn¹ übernommene Blockdarstellung zur Aufgliederung der box "Nachfragedeterminanten" fügt sich gut in den hier angelegten Rahmen.

¹ R. Kohn, "Development of Cross-National Comparisons of Health Services Use," in: Cross-National Sociomedical Research: Concepts, Methods, Practice, ed. by M. Pflanz and E. Schach (Stuttgart, 1976), 12-24, hier: 14.

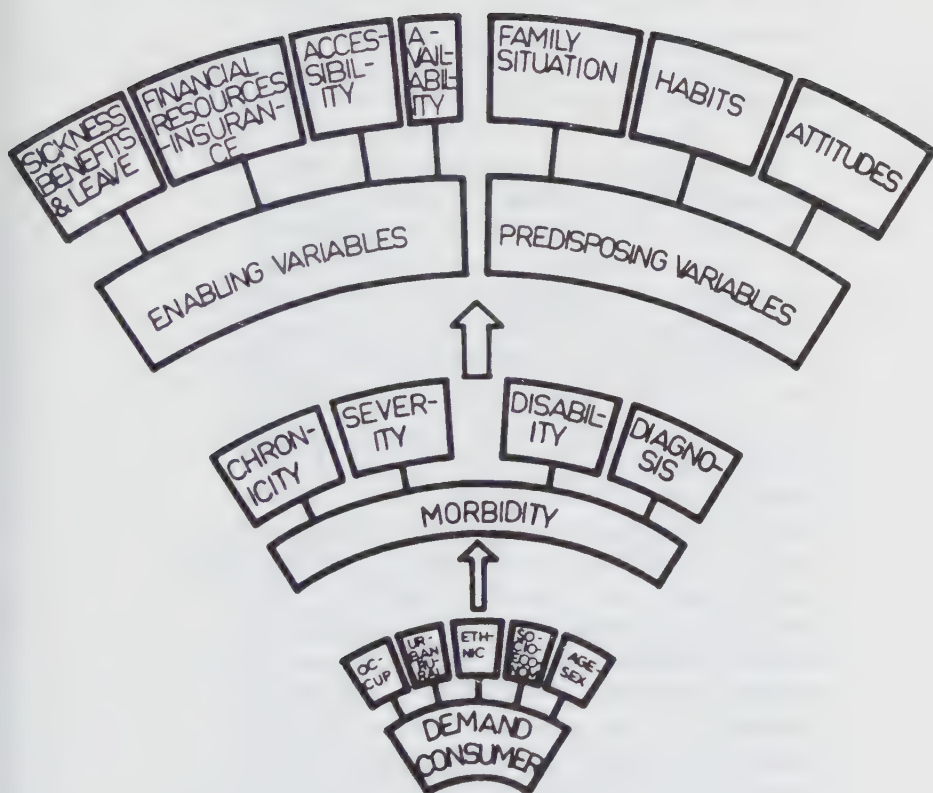


ABB. 12

Man wird Kohn folgen müssen, wenn er wissenschaftliche Arbeitsteilung bei gleichzeitiger Beachtung des in der Synopsis sich niederschlagenden Zusammenhangs der Forschungsbereiche für unumgänglich hält. Seiner Ordnung aller Bemühungen nach der Entfernung, die sie vom Zentralthema, der Inanspruchnahme von Gesundheitsgütern als abhängige Variable, haben, schließen wir uns insofern an, als wir die eher an der Peripherie angesiedelten Themen lediglich kurz berühren und die in der Kohnschen Darstellung zentralen Einflüsse möglichst soweit verfolgen, daß wir in gewissen Grenzen Aussagen über die Reaktion des Angebots (hier: Standortwahl der Ärzte) machen und später empirisch prüfen können. Von daher ergibt sich diese Reihenfolge: die zuerst behandelten allgemein sozialmedizinischen und epidemiologischen Studien vermögen die außerordentliche Komplexität der Zusammenhänge zu verdeutlichen und helfen, wichtige Hypothesen auf höherem Aggregationsniveau zu finden; der human capital-Ansatz für das Gesundheitswesen versucht, die Fülle der Determinanten in einen konzisen ökonomischen Rahmen zu fügen, und Untersuchungen zu den Einflüssen auf die räumliche Verteilung der Ärzte behandeln zwar nur einen Ausschnitt möglicher Bestimmungsgründe der Nachfrage (und auch diese nur so, wie sie sich in den Reaktionen des ärztlichen Angebots widerspiegeln), aber gerade sie sind in der Lage, mit einer vergleichsweise geringen Anzahl von Variablen nahezu vollständig die Gesamtvarianz der Arztdichten zu erklären.

1. Allgemeine Beeinflussungsfaktoren der Inanspruchnahme von Gesundheitsgütern

Man kann mit McKinlay bei der Nachfrageanalyse für medizinische Güter folgende Ansätze unterscheiden:

- den ökonomischen Ansatz, in dessen Mittelpunkt die jeweils verfügbaren finanziellen Ressourcen zur Abdeckung der Krankheitskosten stehen,
- den soziodemographischen Ansatz, der den Einfluß der Variablen Alter, Geschlecht, Ausbildung, Religion, ethnische Merkmale, sozialökonomischer Status, geographischer Standort, Haushaltsgröße und -zusammensetzung u.a. untersucht,
- den geographischen Ansatz, der die Nutzung des medizinischen Angebots in Abhängigkeit von der Entfernung zum Konsumenten analysiert,
- den sozialpsychologischen Ansatz, der besonders auf Motivation, Perzeption und Lernen abstellt,
- den sozial-kulturellen Ansatz, bei dem die Unterschiedlichkeit, mit der Krankheits-symptome je nach Kultur, ethnischen Besonderheiten oder Bezugsgruppen erfahren werden, im Vordergrund steht,
- den organisationssoziologischen Ansatz, bei dem organisatorische Eigenschaften der medizinische Dienste anbietenden Institutionen für Über- oder Unterinanspruchnahme solcher Leistungen verantwortlich gemacht werden.

Innerhalb des mit ökonomischen Variablen arbeitenden Ansatzes wird der zur Überwindung finanzieller Barrieren eingerichteten Krankenversicherung insgesamt¹ und ihrer konkreten Ausgestaltung (Selbstbe-

¹ Siehe z.B.: O. W. Anderson, J. J. Feldman, Family Medical Costs and Voluntary Health Insurance: A Nationwide Survey (New York, 1956).

halte, Selbstbeteiligungen etc.)¹ besondere Beachtung geschenkt. Auch wenn man zukünftig mehr als bisher der Tatsache wird Rechnung tragen müssen, daß Nachfragedeterminanten je nach Art der medizinischen Leistung (z.B. Krankenhaustage, Ausgaben für Medikamente, ärztliche Verrichtungen) eine unterschiedliche Wirkung haben, dürfte sich doch immer wieder erweisen, daß auch bei gleichen Versicherungsformen Unterschiede in der Inanspruchnahme auftreten, die durch eine rein zufällige Krankheitsinzidenz allein nicht erklärt werden können. Es läßt sich sogar für Großbritannien trotz der dort sehr weit gehenden Überwindung finanzieller Schranken zeigen, "daß ökonomische Überlegungen nicht die einzigen oder notwendigerweise die wichtigsten Determinanten der Inanspruchnahme sind"².

Zur Erweiterung des ökonomischen Ansatzes kann man zunächst an die Berücksichtigung sozialer und demographischer Kenngrößen denken. Wie hoch man deren Bedeutung auch für den Bereich ärztlicher Leistungen in der Literatur einschätzt, wird dokumentiert durch ihre eingehende Darstellung bei R. Fein, der in seiner vielbeachteten Arbeit über die Ärzteknappheit³ folgende Faktoren analysiert:

¹ Siehe T. F. Kelly, G. J. Schieber, Factors Affecting Medical Services Utilization: A Behavioral Approach (Washington, 1972), 16-21.

² J. B. McKinlay, "Some Approaches and Problems in the Study of the Use of Services -- An Overview," Journal of Health and Social Behavior, vol. 13 (1972), 115 - 152, hier: 120.

³ R. Fein, The Doctor Shortage. An Economic Diagnosis (Washington, 1967).

- Bevölkerungsentwicklung,
 - Wachstum der Bevölkerungszahl,
 - Entwicklung der Altersstruktur,
 - Entwicklung der Geschlechtsstruktur,
- Urbanisation,
- regionale Wanderungsbewegungen,
- Hautfarbe,
- Bildung und Ausbildung,
- Einkommen,
- Medicare (Krankenversicherung d. Rentner in den U.S.A.).¹

Daß die Veränderungen in der Gesamtbevölkerungszahl den Umfang der medizinischen Leistungen beeinflussen, bedarf kaum einer näheren Erläuterung; um aber den Effekt herauszufiltern, der ausschließlich von diesem Einfluß und nicht von den mit ihm verbundenen Veränderungen verursacht ist, muß man sehr genau beobachten, welche Variationen der Alters- und der Geschlechtsstruktur mit dem Bevölkerungswachstum einhergehen -- denn die Nachfrage nach ärztlichen Leistungen hat je nach Geschlecht ein anderes Altersprofil, und die Zunahme des Anteils älterer Mitbürger bedeutet c.p. eine Erhöhung der Leistungen für Gesundheit.

Die Einflußgröße "Urbanisation" meint solche Verschiebungen in Zahl und Struktur ärztlicher Leistungen, die mit einer Veränderung der Verteilung von Bürgern auf Gemeindegroßenklassen verbunden sind. Insbesondere interessiert dabei der deutliche Leistungsunterschied zwischen sogenannten Standard Metropolitan Statistical Areas (SMSAs) und kleineren Städten und Gemeinden.

¹ Siehe R. Fein, op.cit., Ch. II: "Future Demand for Physicians' Services".

Unter dem Stichwort der regionalen Wanderungsbewegungen soll versucht werden, solche tatsächlich faßbaren Unterschiede in den Leistungsumfängen zu untersuchen, die allein aus der Tatsache resultieren, daß jemand südlich oder nördlich oder in einem bestimmten Bundesstaat lebt. Insofern die anderen beeinflussenden Variablen regional unterschiedlich verteilt sind, wird man zwar einiges davon unter dem vorliegenden Gesichtspunkt wiederfinden -- es ist aber auch denkbar, daß ein durch solche Variablen nicht erklärbarer Rest übrigbleibt, oder auch daß z.B. die Alterstruktur, besonders aber: die Bevölkerungszahl durch solche Wanderungen selbst erklärt wird.

Die Variable "Hautfarbe" hat zwar eine un-mittelbare Bedeutung nur in ethnisch gemischten Bevölkerungen wie eben in den U.S.A. -- andererseits ist die Hautfarbe aber auch kein Einfluß, der direkt auf die Inanspruchnahme ärztlicher Leistungen einwirkt, insbesondere deutet sie nicht auf unterschiedliche körperliche Konstitution hin, sondern mit ihr verbunden ist ein Bündel sozialökonomischer Faktoren, das man z.B. in der Form der Unterprivilegierung auch in der Bundesrepublik antreffen kann. Aus dieser Perspektive ist es außerordentlich interessant, die folgende Tabelle Feins zu studieren:

Physician Visits per Person per Year
by Family Income and Color
July 1963 - June 1964

Family Income	<u>Physician Visits per Person per Year</u>	
	White	Nonwhite
under \$ 2000	4.9	2.9
\$ 2000 - \$ 3999	4.6	3.4
\$ 4000 - \$ 6999	4.6	3.5
\$ 7000 - \$ 9999	4.7	3.5
\$ 10000 and over	5.1	4.3
All Incomes	4.7	3.3

Source: NCHS, Physician Visits by Place of Visit
and Type of Service, p. 5

(R. Fein, op.cit., 36.)

Offenbar genügt es nicht, die höhere Inanspruchnahme von Ärzten durch das höhere Durchschnittseinkommen der weißen Bevölkerung zu erklären -- denn in jeweils denselben Einkommensklassen zeigen sich signifikante Unterschiede im Leistungsbedarf je nach Hautfarbe. Hierin zeigt sich, wenn es noch eines Beweises bedurfte, besonders deutlich, welche Verkürzungen ein nur mit ökonomischen Variablen arbeitender Ansatz vornimmt.

Daß die Zahl der Arztbesuche mit der Dauer der vom Haushaltsvorstand durchlaufenen Ausbildung zunimmt, wird von Fein lediglich konstatiert.¹ In einem Appendix befaßt er sich jedoch auch mit der möglichen Kausalbeziehung, die dieser Feststellung zugrunde liegen könnte: je höher die Ausbildung einer Personengruppe ist, umso höher wird auch deren Durchschnittsalter liegen. Einen ähnlichen Zusammenhang kann man bezüglich des Einkommens feststellen: bessere Ausbildung führt zu höherem Einkommen und dieses hat den häufigeren Arztbesuch zur Folge -- entweder, weil man sich bei ansonsten gleicher physischer Konstitution einfach mehr Gesundheitsgüter "erlaubt" oder auch, weil höhere Einkommen meist in höherem Alter auftreten und dann die körperliche Verfassung mehr Arztleistungen erfordert.² Wichtig wäre es herauszufinden,

- welche Auswirkungen die Ausbildung ohne den indirekten Einfluß über Einkommen und Alter hat;
- welche Auswirkung das Alter ohne den Umweg über das Einkommen et vice versa hat.

Das Gewicht nachfrageseitiger demographischer und sozialökonomischer Einflußfaktoren auf die zu prognostizierende Veränderung des Leistungsbedarfs für die Zeit von 1965 bis 1975 wird von

¹ Siehe R. Fein, op.cit., 38.

² Siehe Ibid., 156.

R. Fein zusammenfassend folgendermaßen eingeschätzt:

Characteristic	Percentage Increase in Physician Visits
Population growth	12.2 - 14.6
Age-sex distribution	1.0 - 1.0
Region and residence	0.2 - 0.2
Color	0.5 - 0.5
Education and income	7.0 - 7.5
Medicare	1.0 - 2.0
Total	21.9 - 25.8

Quelle: R. Fein, op.cit., 60.

Ein auf die gesamtwirtschaftliche Sicht festgelegter Ansatz wie der R. Feins muß die Analyse von Standortbesonderheiten in dem engmaschigen mikroökonomischen Beziehungsgeflecht verständlicherweise ausschließen. Eine Spezifizierung der Betrachtung auch in dieser Hinsicht wird in dem dritten bei McKinlay genannten Ansatz, dem geographic approach, vorgenommen. Empirische Analysen¹ haben gezeigt, daß die Entfernung z.B. des Krankenhauses vom potentiellen Nutzer einen bedeutsamen Effekt auf dessen tatsächliche Inanspruchnahme hat. Wenn es einen

¹ Literaturangaben siehe bei J. B. McKinlay, op.cit., 122.

solchen Zusammenhang nachweislich bei Krankenhäusern gibt, wird man bezüglich der Ärzte wohl davon ausgehen können, daß er dort noch strenger ist, denn wie die Alltagserfahrung lehrt, handelt es sich bei den Leiden, die zum Arztbesuch führen, eher als im Fall des Krankenhauses um solche, die sich aufschieben lassen. Hinzu kommt, daß es in Bezug auf Ärzte meist Auswahlmöglichkeiten für den Patienten gibt, die bei Hospitälern selten vorliegen.

Aus der Sicht der bei McKinlay als nächste genannten sozialpsychologischen und sozialkulturellen Ansätze hängt die Nachfrage nach ärztlichen Leistungen davon ab, ob und wie die Krankheit innerhalb der drei folgenden Bezugssysteme empfunden und anerkannt wird:

1. (in dem) des Erkrankten und seiner lebensgeschichtlichen Situation, 2. der von der Gesellschaft zur Verfügung gestellten medizinischen Spezialisten (Arzt, Magier) und ihrer Helfer und 3. der zur Unterstützung vorgesehenen Bezugsgruppen des Erkrankten (Familie, Hilfsorganisationen, Versicherungsträger usw.).¹

Man könnte versucht sein, aufgrund dieser Überlegungen eine objektive (von den vorher genannten Ansätzen analysierbare) und eine subjektive Seite des Problems zu unterscheiden; es stellt sich jedoch heraus, daß man mit der

¹ J. Siegrist, "Sozialkulturelle Einflüsse auf die Krankheit," in: M. Blohmke et al., Handbuch der Sozialmedizin, Bd. 1 (Stuttgart, 1975), 300 - 315, hier: 301.

vermeintlich objektiven Seite bereits ein meist durch das zweite der genannten Bezugssysteme definiertes, und somit doch wieder "subjektives" Phänomen bearbeitet.

Schon dadurch erhält die Nachfrageseite des Marktes für ärztliche Leistungen einen Teil ihrer außerordentlichen Komplexität, so daß es schwerfällt, sich bedingungslos solch wohlfeilen Aussagen anzuschließen, wie: die Nachfrage nach Gesundheitsgütern hänge ab von Einkommen, ethnischen Merkmalen etc. -- dazu ist es insbesondere bei mittel- und langfristigen Betrachtungen zu wahrscheinlich, daß sich im Untersuchungszeitraum der "Krankheitsbegriff"¹ wandelt, d.h. die Handlungen der mit Berechtigung und Versagen einer bestimmten Rolle befaßten Bezugssysteme verändern.

In den Bereich sozialpsychologischer und sozialkultureller Ansätze fallen nicht zuletzt Teile der zahlreichen, hochinteressanten Analysen zum schichtspezifischen Krankheitsverhalten.² Für die Bundesrepublik kommen Fragen des spezifischen Gesundheits- und Krankheitsverhaltens der Gastarbeiter hinzu.³

¹ Dazu Th. Thiemeyer, "Der Krankheitsbegriff und die Leistungsgrenzen der GKV," Zschr.f.Sozialreform, 22. Jg. (1976), 402 - 411.

² Dazu eine kommentierte Auswahl der internationalen Literatur in H. H. Abholz (Hg.), Krankheit und soziale Lage. Befunde der Sozial-epidemiologie (Frankfurt, New York, 1976).

³ Siehe beispielsweise: W. Segerer, "Der Gastarbeiter als Patient," in: P. Brandlmeier (Hg.), Die Allgemeinpraxis (Berlin, Heidelberg, New York, 1974), 103 - 115.

Der organisationssoziologische Ansatz schließlich konnte zeigen, daß die auch im Gesundheitswesen vorhandenen bürokratischen Strukturen den Bedarf an medizinischen Leistungen in signifikanter Weise zuungunsten der Patienten mit niedrigem sozialökonomischen Status ausfiltern.¹ Das gilt nicht zuletzt auch für das Verhältnis zwischen Arzt und Unterschichtpatient, weil beide sehr verschiedenen Orientierungs- und Normensystemen angehören und entsprechend differierende Erwartungshaltungen jeder dem anderen gegenüber haben.²

Alle sechs Ansätze können, wenngleich ihr Wert in der Literatur sehr unterschiedlich eingeschätzt wird, wertvolle Hinweise für nachfrage-seitige Determinanten des ärztlichen Einkommens geben. Allerdings ist die praktische Umsetzung hierzulande erschwert durch nationale Besonderheiten in den Untersuchungsobjekten, teilweise nicht unerhebliche Widersprüche und den Mangel an Kenntnissen über entsprechende exogene bzw. Instrumentvariablen in der Bundesrepublik.

Für Baden-Württemberg sind die Gesundheitsgefährdungen im Rahmen einer umfangreichen Untersuchung über die Einflüsse verschiedener Merkmale auf den Gesundheitszustand so zusammengefaßt worden:

¹ Siehe J. Levin, G. Taube, "Bureaucracy and the Socially Handicapped: A Study of Lower-Status Tenants in Public Housing," Sociology and Social Research, vol. 54 (1970), 209 - 219.

² Siehe J. L. Walsh, R. H. Elling, "Professionalism and the Poor: Structural Effects and Professional Behavior," Journal of Health and Social Behavior, vol. 9 (1968), 16 - 28; weitere Literatur wiederum bei McKinlay, op.cit., 132 ff.

... je größer der Beschäftigungsbetrieb, je schwerer die körperliche Belastung, je belastender die Arbeitszeitregelung und die betriebliche Situation, umso schlechter die durchschnittliche gesundheitliche Verfassung der so charakterisierten Arbeitnehmer.¹

Dort wird auch auf die große Bedeutung sozial-psychologischer Aspekte des Arbeitslebens hingewiesen.² Ähnliche Untersuchungen gibt es für die Bundesrepublik in nicht geringer Zahl -- allerdings werden viele von ihnen nicht nur international nicht diskutiert, sondern sind, soweit von sozialkritischem Erkenntnisinteresse geleitet, auch in der Bundesrepublik selbst weithin unbekannt geblieben.³

¹ Modell einer allgemeinen Vorsorgeuntersuchung im Jahr 1969/70. Schlußbericht, bearbeitet von W. v. Eimeren, H. K. Selbmann, K. Überla (Stuttgart, 1972), 27.

² Ibid.

³ Um nur einen Querschnitt solcher Arbeiten anzugeben, seien hier genannt:

H.-U. Deppe, "Medizinsoziologische Bemerkungen zur Ökologie und Epidemiologie am Beispiel von schizophren Erkrankten," Das Argument, 60 (1970), 129 - 141; H.-H. Abholz, "Die Rolle des industriellen Arbeitsplatzes für die Ätiologie psychischer Erkrankung," Das Argument, 60 (1970), 142 - 151; K. Böker, "Entwicklung und Ursachen des Krankenstandes der west-deutschen Arbeiter," Das Argument, 69, 13. Jg. (1971), 901 - 927; D. Frießem, "Gesundheitsprobleme ausländischer Arbeiter in Westdeutschland," Das Argument, 69, 13. Jg. (1971), 945 - 954; M. L. Moeller, "Krankheitsverhalten bei psychischen Störungen und die Organisation psychotherapeutischer Versorgung," Das Argument, 71, 14. Jg. (1972), 88 - 109; H.-H. Abholz, "Tuberkulosehäufigkeit und soziale Lage," Das Argument, 78, 15. Jg. (1973), 52 - 68; ders., "Gesundheitszustand und soziale Lage. Daten aus Westberlin," Das Argument, AS 4 (Berlin, 1974), 206 - 230 sowie Beiträge v. Friczewski, Thorbecke und Lüsebrink in AS 12 (Berlin, 1976).

2. Der human capital-Ansatz, angewendet auf Gesundheitsgüter

Den an der ökonomischen Entscheidungslogik orientierten Autoren ist es immer schon schwergefallen, sich mit dem Vorhandensein exogener wirtschaftlich relevanter Determinanten abzufinden: das zeigte sich oben bereits bei den allgemeinen Bestimmungsgründen für die personelle Einkommensverteilung, wo im Gegensatz zur in der Erklärung der funktionellen Einkommensverteilung herrschenden Tradition zunächst mit Zufallseinflüssen und anderen entscheidungsunabhängigen Variablen gearbeitet wurde.¹ Dort hatte sich dann später u. a. wohl deshalb der human capital-Ansatz durchsetzen können, weil er die personelle Einkommensverteilung konsistent in den ökonomischen Entscheidungskalküleinzubetten vermochte.² Auf dieses tiefe Unbehagen "bürgerlicher" Ökonomen angesichts solcher Determinanten, die sich der individuellen Entscheidung entziehen, dürfte es zurückzuführen sein, daß man nunmehr nicht nur die Nachfrage nach Produkten, die der Gesundheit förderlich sein können, sondern auch diese Gesundheit selbst als Produkt persönlichen Optimierungsstrebens zu begreifen versucht. Dabei hat es sich angeboten, auf ein in Hinsicht auf Ersetzung exogener durch entscheidungsabhängige Variablen bereits

¹ Siehe oben III. 2. a.

² Zur ökonomischen Entscheidungslogik: G. Kade, Die Grundannahmen der Preistheorie. Eine Kritik an den Ausgangssätzen der mikroökonomischen Modellbildung (Berlin, 1962); H. Albert, Marktsoziologie und Entscheidungslogik. Ökonomische in soziologischer Perspektive (Neuwied, Berlin, 1967).

bewährtes Konzept zurückzugreifen: den human capital approach.¹

In diesem Ansatz wird die Gesundheit als dauerhaftes Gut betrachtet, von dem das Individuum einen bestimmten Bestand erbt, den es dann über sein Leben abschreibt. Diese Abschreibung kann rückgängig gemacht oder verzögert werden durch Nettoinvestitionen in Form von Inanspruchnahme medizinischer und in sonstiger Weise gesundheitlich relevanter Leistungen. Aus dieser Perspektive ist der Tod eines Menschen die Folge eines Absinkens des Gesundheitskapitalstocks unter das zum Leben notwendige Niveau. Die Veränderungen im Gesundheitskapital aber, und damit die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen, sind Ergebnis individueller Entscheidung:

In Grossman's model, people, to some extent, choose their level of health just as they choose the level of consumption of other "commodities".²

Bei dieser Sentenz verdient die Terminologie Beachtung: "Commodities" sind "letzte" Güter, die ein Individuum konsumiert -- im Gegensatz zu "market goods", die es kauft und unter Einsatz von Freizeit durch einen im Haushalt stattfindenden Produktionsprozeß in "commodities" verwandelt.³

¹ Siehe M. Grossman, The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation, NBER Occasional Paper 119 (New York, 1972).

² V. R. Fuchs, "Foreword" zu Ibid., ix.

³ Zu dieser neuen und sich zunehmend in der Ökonomie verbreitenden Sicht: G. S. Becker, "A Theory of the Allocation of Time, Economic Journal, 75 (1965) als Ausgangspunkt und K. J. Lancaster, "A New Approach to Consumer Theory," Journal of Political Economy, 75 (1966),

Grossman sieht auch "good health" als eine solche "commodity" an: "... the level of health of an individual is not exogeneous but depends, at least in part, on the resources allocated to its production."¹ Bei der individuellen Produktion des Gesundheitskapitals wird neben der eigenen Zeit und einigen Marktgütern auch die ärztliche Leistung eingesetzt. Die Effizienz dieses Produktionsprozesses wird als maßgeblich bestimmt durch die Ausbildung des "Produzenten" angesehen.² Daß die "Gesundheitsproduktion" einerseits Zeit kostet (Arztbesuch, Gymnastik etc.), andererseits aber auch einen Gewinn an Zeit bringt (verlängertes Leben), ist eine Facette des komplexen Entscheidungsproblems: nichts für die Gesundheit zu tun, heißt in der Produktion Zeit für andere Aktivitäten zu sparen. Wie gesund jemand ist, hängt also unter anderem davon ab, wie hoch er in früheren Jahren seine Zeit bewertet hat.

Das Grossmansche Modell, das hier nicht im einzelnen dargestellt werden kann,³ soll nun in der Lage sein, das Verhalten der Gesundheitsnachfrager zu erklären und zu prognostizieren, denn der Autor will nicht in einer verbalen Reinterpretation der Wirklichkeit verharren. Um dies zu belegen, werden die Modellableitungen einer Erhebung des National Opinion Research Center

R. Muth, "Household Production and Consumer Demand Functions," Econometrica, 34 (1966).

¹ M. Grossman, op.cit., xv.

² Ibid.

³ Zu den Deduktionen siehe Ibid., Ch. I-III.

(NORC) aus dem Jahre 1963, das 7 803 Personen erfaßte,¹ gegenübergestellt. Im großen und ganzen können die Prognosen bestätigt und quantitativ konkretisiert werden. Daher kommt Grossman zu der Folgerung, sein Modell sei "one promising way to bridge the existing gap between theory and empiricism in the analysis of health differentials"².

Grossman sagt "ein", nicht "der" Weg; es werden Bemühungen derjenigen folgen müssen, die sich der Sicht, Gesundheit sei zu großen Teilen auf individuelle Entscheidungen zurückzuführen, nicht anzuschließen vermögen, damit auch von dieser Seite eine Theorie, eine Hypothesenhierarchie zustandekommt, die die Fülle empirischer Ergebnisse e r k l ä r e n kann.

3. Der Einfluß der Nachfragedeterminanten auf die regionale Arztdichte

Die in einer Gemeinde, einer Stadt praktizierenden Ärzte können als eine dauerhafte soziale Institution aufgefaßt werden, die die Funktion hat, bestimmte wiederkehrende Probleme der Population (hier vorwiegend: die Erhaltung eines als angemessen angesehenen Gesundheitszustandes) zu lösen.³ Zahl und

¹ Zum NORC-Sample siehe: R. Andersen, O. W. Anderson, A Decade of Health Services: Social Survey Trends in Use and Expenditure (Chicago, 1967), zit. n. Grossman, op.cit., 44.

² M. Grossman, op.cit., xiv.

Struktur dieser Institutionen wird mit den ihnen gestellten Aufgaben und daher mit den oben genannten Nachfragedeterminanten variieren.¹ Diese aber sind nach allen bisherigen Erfahrungen so komplex, daß sie weder von der Ärzteschaft selbst in ihrer Gesamtheit perzipiert werden können, noch einer auf eine Gesamtschau bedachten wissenschaftlichen Analyse zugänglich sind, es sei denn, es wäre möglich, Einzeleinflüsse zu Faktoren (i.S.d. Faktorenanalyse) zusammenzufassen. In den vorliegenden empirischen Untersuchungen finden wir daher stets eine stark beschränkte, aber wie sich zeigen wird, oberflächlich doch sehr tragfähige Auswahl von Einflußgrößen, die für die zwischenörtlichen Unterschiede in der sozialen Institution "Ärzteschaft" verantwortlich gemacht werden. Marden² unterscheidet deren fünf:

- Gemeindegröße (population size),
- Populationszusammensetzung und "Umwelt",
 - Altersstruktur,
 - Ausbildung,
 - ethnische Zusammensetzung,
- medizinische Umwelt.

Die Gemeindegröße findet dabei Berücksichtigung, weil

³ Vgl. B. Reskin, F. L. Campbell, "Physician Distribution across Metropolitan Areas," American Journal of Sociology, vol. 79 (73/74), 981 - 997, hier: 982.

¹ Siehe A. H. Hawley, "An Ecological Study of Urban Service Institutions," American Sociological Review, vol. 6 (1941), 629 - 639, hier: 631, 633.

² Siehe P. G. Marden, "A Demographic and Ecological Analysis of the Distribution of Physicians in Metropolitan America, 1960," American Journal of

sie die obere Grenze für die Zahl der potentiellen Patienten angibt, und weil sie andererseits Möglichkeiten der Spezialisierung eröffnet oder verschließt. Es kann davon ausgegangen werden, daß je weiter die Spezialisierung geht, desto größer die "supporting population" sein muß. Die "Durchbruchpunkte" der verschiedenen Spezialrichtungen werden daher, bezogen auf die Gemeindegrößen, auf unterschiedlichen Niveaus liegen.¹

Die empirische Analyse belegt, daß in den U.S.A., über alle Gemeindegrößenklassen betrachtet, die Varianz der Arztzahlen (niedergelassene Ärzte insgesamt) zu 94% durch die Bevölkerungszahlen erklärt werden kann; bei den general practitioners beträgt der entsprechende Wert 98%, bei den Fachärzten 94%. Wenn man den Zusammenhang nicht für alle Gemeindegrößenklassen, sondern einzeln für relativ homogene Gruppen (Klein-, Mittelstädte etc.) prüft, so zeigt sich, daß der Zusammenhang generell bei Allgemeinärzten strenger als bei Spezialisten und in kleinen Gemeindegrößenklassen lockerer als in größeren ist.² Einzig in der Gemeindegrößenklasse unter 50 000 Ew ist der Zusammenhang zwischen Bevölkerungszahl und Zahl der Spezialisten statistisch ungesichert -- wahrscheinlich, weil dort die Schwelle für das Tätigwerden der Fachärzte überhaupt anzusiedeln ist.

Sociology, vol. 72 (1966/67), 290 - 300.

¹ Ibid., 293.

² Für genaue Angaben siehe Ibid., 294, Tabelle 1.

Daß die Bevölkerungszahl bei Spezialärzten einen nicht so großen Teil der Gesamtvarianz in den Arztzahlen erklären kann, zeigt die größere Bedeutung, die hier anderen Einflußfaktoren zukommt. -- Unter diesen wird nach allen verfügbaren Unterlagen natürlich die Altersstruktur zu beachten sein, denn bekanntermaßen sind Kinder häufiger als der Durchschnitt von akuten Krankheiten betroffen; bei älteren Mitbürgern gilt das gleiche bezüglich chronischer Erkrankungen.

Das Ausbildungsniveau der analysierten Population wird man einbeziehen müssen, weil sich trotz hoher Korrelation mit dem Einkommen immer noch auch bei gleicher Einkommenshöhe eine mit der Ausbildung korrelierte Schwankung im Gesundheits- und Krankheitsverhalten feststellen läßt.¹ Die Bedeutung der ethnischen Zusammensetzung ist angesichts der prägnanten Unterschiede in der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen zwischen schwarzen und weißen Bürgern evident.²

Mit der Beachtung des "medical environment" will Marden der Tatsache Rechnung tragen, daß die moderne Medizin in zunehmendem Maße auf Kooperation zwischen dem technisch weniger aufwendig ausgestatteten niedergelassenen Arzt und anderen medizinischen Institutionen, insbesondere dem Krankenhaus, angewiesen sei. Der Autor erwartet eine positive Korrelation zwischen der

¹ Siehe Ibid., 296.

² Siehe oben Kap. IV, Abschn. 1, besonders die Darstellung der Arbeiten R. Feins.

Zahl verfügbarer Krankenhausbetten und der Zahl der niedergelassenen Ärzte in einer Region.

Interessanterweise stellt sich heraus, daß die vier genannten Einflüsse stärker auf die Zahl der general practitioners wirken als auf die der Fachärzte, so daß angenommen werden muß, daß bisher nicht berücksichtigte Faktoren eine gewisse Bedeutung haben.

Das größte Gewicht bei der Erklärung der nicht auf unterschiedliche Gemeindegrößen zurückführbaren Varianz in den Arztzahlen haben Altersstruktur sowie Hautfarbe bei den Allgemeinärzten und Ausbildungsniveau sowie "medical environment" bei den Spezialisten.¹ Es zeigt sich auch, daß offenbar die Allgemeinärzte gerade dort die medizinische Versorgung tragen, wo andere Gesundheitsdienste weitgehend fehlen -- Marden weist auf die gesundheitspolitische Bedeutung dieses Faktums angesichts abnehmender Zahlen von Allgemeinmedizineren auch in den U.S.A. hin.²

Zu erklären bleibt allerdings, warum neben rein technischen Gründen in einem derart starken

¹ Siehe P. G. Marden, op.cit., 297.

² Dazu auch M. Y. Pennell, K. I. Baker, Health Manpower Source Book, Section 18: Manpower in the 60's. Public Health Service Publication no. 263 (Washington, D.C., 1964), 25.

Maße wie festgestellt die Fachärzte von der Großstadt angezogen werden und ob dabei die finanziellen Möglichkeiten und die vielleicht größere Anerkennung der speziellen fachärztlichen Fähigkeiten eine Rolle spielen.¹

Die letztgenannte Frage und die nicht unbedenkliche Erscheinung, daß in den Metropolen nur etwa ein Drittel der US-Bevölkerung lebt, das von der Hälfte der niedergelassenen Ärzte versorgt wird, veranlaßten Reskin und Campbell, der von Marden behandelten Frage, nunmehr beschränkt auf 22 amerikanische Millionenstädte, erneut nachzugehen. Sie untersuchten folgende Einflußfaktoren für die regionale Verteilung niedergelassener Ärzte:

- Eigenschaften der Gesamtheit, die den Umfang des Bedarfs an Gesundheitsleistungen beeinflussen,
- alternative medizinische Angebote in derselben Stadt,
- Eigenschaften der Gesamtheit, die den Zugang zu Ärzten behindern oder fördern,
- Eigenschaften der Stadt, die allgemein, der ärztlichen Arbeit zuträglich sind.²

Unter den erstgenannten Punkt fällt natürlich die Einwohnerzahl, deren große Bedeutung, weil sie ca. 97% der Gesamtvarianz zu erklären vermag, unumstritten ist. Z.B. erhält man für die Zahl aller Ärzte in den Millionenstädten die Regressions-

¹ Siehe P. G. Marden, op.cit., 298.

² Siehe B. Reskin, F. L. Campbell, op.cit., 983.

gleichung:

$$MDs = -529.8 + 1.36/1000 \text{ POP}$$

mit

$$r = 0.984$$

$$r^2 = 0.968 .$$

Dabei bedeuten:

MDs = Anzahl der in einer Stadt praktizierenden
Ärzte,

POP = Einwohnerzahl.

Wie man dem Regressionskoeffizienten entnehmen kann, steigt in den betrachteten Städten bei jeder Erhöhung um 10 000 Einwohner die Zahl der Ärzte um etwa 14 -- würde die Steigerung der national durchschnittlichen Arztdichte entsprechen, dürfte sie nur 9 Ärzte betragen.

Der relativ strenge Zusammenhang zwischen Einwohnerzahl und Zahl der Ärzte gilt auch für Fachärzte. 5% bis 16% der Restvarianz können durch den Anteil der Frauen im Alter zwischen 15 und 44 Jahren erklärt werden.¹

Während Marden noch der Ansicht war, die Bereitschaft der Ärzte, insbesondere der Spezialisten, sich an einem Ort niederzulassen hänge u.a. davon ab, welche medizinischen Hilfs- und Ergänzungseinrichtungen noch vorhanden sind, stellen Reskin

¹ Siehe Ibid., 985.

und Campbell eher den Gesichtspunkt der Konkurrenz solcher Institutionen in den Vordergrund: Krankenhäuser, die auch ambulant behandeln, werden bei ihnen als Arzt-surrogate aufgefaßt. Als Konkurrenten der Ärzte treten ferner "doctors of osteopathy" auf. Zwischen diesen einerseits und Kinder-ärzten, Psychiatern und Internisten andererseits läßt sich in der Tat eine negative Korrelation nachweisen.¹

Daß die Erwartungen der Autoren bezüglich der substitutiven Funktion des Krankenhauses gegenüber den niedergelassenen Ärzten sich nicht erfüllen,² war nach den Ergebnissen Mardens vorhersehbar.

Als Bedarfsdeterminanten treten (man muß schon sagen: stereotyp) auch bei Reskin und Campbell Ausbildungsniveau, Einkommen und Hautfarbe auf: bezüglich ersterer wird das o.g. Ergebnis, bezüglich letzterer das von Elesh und Schollart³ -- starke Unterschiede in Nutzung ärztlicher Leistungen, auch nach Bereinigung um Einkommensunterschiede -- bestätigt.

Der letzte der vier genannten Einflußfaktoren auf die Verteilung der Ärzte ist schwierig

¹ Siehe Ibid., 988.

² Siehe Ibid., 989.

³ Siehe D. Elesh, P. T. Schollart, "Race and Urban Medicine Factors Affecting the Distribution of Physicians in Chicago," Discussion Paper. Institute for Research on Poverty (Madison, 1971), zit. n. Reskin, Campbell.

zu operationalisieren: die Autoren versuchten, einen positiven Einfluß von Aus- und Weiterbildungseinrichtungen bzw. der Möglichkeit einer Teilzeitbeschäftigung in der Lehre auf die Wahl des Niederlassungsortes und das Verbleiben dort zu identifizieren. Zu ihrem Erstaunen finden sie jedoch sogar eine leicht negative Korrelation zwischen der Größe lokaler wissenschaftlicher Einrichtungen und der Zahl der Ärzte.

Trotz dieses Fehlschlags in dem letztgenannten Punkt und zahlreicher Wiederholungen von Untersuchungen bleibt doch festzuhalten, daß es den Autoren gelungen ist, von der nach Ausschaltung des Faktors "Einwohnerzahl" verbleibenden (nicht großen) Restvarianz immerhin nochmals rund 50% und mehr zu erklären. Insgesamt wird so, differenziert nach Facharztgruppen, ein Bestimmtheitsmaß von 0.974 (Psychiatrie) bis 0.997 (general surgery) erreicht.¹ D.h. zumindest für die Großstädte können die Determinanten der Arztzahlen als eruiert und quantifiziert betrachtet werden. Für praktisch-politische Arbeit und Prognosezwecke ist dies natürlich von großem Wert. Allerdings sollte dabei bedacht werden, daß in Millionenstädte das Gesetz der großen Zahl zur Geltung kommt -- in kleineren Städten und Gemeinden dürften sich, wie man der Studie Mardens entnehmen kann, die Probleme nicht so leicht lösen lassen und bezüglich der Millionenstädte wird man nun auch die Frage in den Vordergrund zu rücken haben, wie sich die Ärzte inner-

¹ Siehe Tab. 10 und 11 in B. Reskin, F. L. Campbell, op.cit., 994.

urban verteilen. Es ist nicht anzunehmen, daß man dabei so schnell zu hohen Bestimmtheitsmaßen kommt, wie bei Untersuchungen, die die Millionenstädte ohne weitere Untergliederung zum Gegenstand haben.

Bedenkt man, daß, wie die Autoren nachweisen können, die Korrelation zwischen Ausbildungsniveau und den Restschwankungen der Arztzahlen größer ist als die zwischen diesen und dem Pro-Kopf-Einkommen (siehe die Tabelle auf der nächsten Seite), so wird verständlich, daß sie einer älteren Arbeit von Rimlinger und Steele¹ keine Beachtung geschenkt haben. Diese haben ebenfalls herausgefunden, daß in Gebieten mit hohen Pro-Kopf-Einkommen die Arztdichte beträchtlich größer ist als in relativ ärmeren Gegenden, verwenden aber bei ihrer Analyse weniger Kontrollvariablen, so daß sie nahezu zwangsläufig zu einer Überbewertung ökonomischer Determinanten kommen, die sich denn auch in einer theoretischen Interpretation niedergeschlagen hat, in

¹ Siehe G. V. Rimlinger, H. B. Steele, "An Economic Interpretation of the Spatial Distribution of Physicians in the U. S.," The Southern Economic Journal, vol. 30 (1963), 1 - 12; ähnlich schon: R. G. Leland, Distribution of Physicians in the United States (Chicago, Ill.: AMA, 1936).

Association between Three Indicators of Access and Physician Residuals as Indicated by Pearsonian r and the Unstandardized Regression Coefficient

Specialty	Education		Per Capita Income		Proportion Nonwhite	
	r	b	r	b	r	b
Total physicians	.321	311.14	.208	.79	-.126	-16.25
General practice	.371	76.73	.225	.18	(-3.85)	-10.59
General surgery	.210	17.52	.090	.03	-.098	- 1.09
Internal medicine	.197	39.33	.159	.12	-.034	- 0.90
Obstetrics-gynecology	.001	.07	.006	.00	.270	2.35
Pediatrics	.199	15.66	.173	.05	.092	.96
Psychiatry	.204	31.90	.101	.06	-.030	- .62
Other specialties	.452	129.86	.299	.34	-.164	- 6.27

Quelle: Reskin/Campbell, "Physician Distribution across Metropolitan Areas," American Journal of Sociology, vol. 79 (1973/74), 981 - 997, hier: 990.

Bei dem vom Verf. eingeklammerten Wert dürfte es sich um einen Druckfehler handeln.

deren Mittelpunkt die Einkommensmaximierungshypothese für das ärztliche Verhalten steht ("the habit of charging what the traffic will bear"¹). Als eine nicht unwesentliche Ursache für die sehr ungleiche räumliche Verteilung der Ärzte geben sie konsequenterweise die Möglichkeit der Preisdifferenzierung an, die den Effekt der regionalen Einkommensunterschiede auf die Arztdichten überhaupt erst so durchschlagend macht.²

Die von den oben genannten, soziologisch vorgehenden Autoren Marden, Reskin und Campbell untersuchten demographischen und sozial-ökonomischen Variablen werden von Rimlinger und Steele durchaus gesehen, aber gegenüber der ökonomischen Einflüssen als weniger erklärungsrelevant oder nur mittelbar über das individuelle Einkommen wirkend angesehen.³

Die offensichtlichen Differenzen zwischen soziologischen und ökonomischen Erklärungsansätzen können hier nicht ausdiskutiert werden; sie verweisen darauf, daß es auch hier keine Forschung ohne theoretische Vorentscheidungen gibt und daher in Hinsicht auf eine "Endgültigkeit" der Ergebnisse, die manchmal suggeriert wird, Vorsicht am Platze ist.

¹ G. V. Rimlinger, H. B. Steele, op.cit., 3.

² Hier ergibt sich ein unmittelbarer Anknüpfungspunkt für die Darstellung in Kap. VI.

³ G. V. Rimlinger, H. B. Steele, op.cit., 8 - 10.

Während die bisher genannten Arbeiten vor allem die Zahl der Ärzte in einer Stadt mittels soziologisch oder ökonomisch relevanter Einflußfaktoren zu erklären versuchen, finden wir bei Benham, Maurizi und Reder auch den Konnex zwischen diesen sozioökonomischen Variablen und dem ärztlichen Einkommen.¹ Zwar werden als Untersuchungseinheiten dieser Analyse (amerikanische) Bundesstaaten verwendet, was nicht nur die Vergleichbarkeit mit den bisher besprochenen Arbeiten einschränkt, sondern auch Probleme hinsichtlich der Homogenität des einzelnen Untersuchungsobjektes aufwirft, dennoch können die Autoren eine Fülle interessanter Zusammenhänge aufzeigen. Auch sie kommen zu dem Ergebnis, daß die Bevölkerungszahl die wesentliche Determinante für die Zahl der Ärzte ist; aber auch die hohe partielle Elastizität der Zahl der Mediziner in bezug auf das Durchschnittseinkommen der Bürger ist bemerkenswert: Sie beträgt für alle Ärzte und das Jahr 1960 0.48. Untergliedert man für das gleiche Jahr nach Fachgruppen, so reicht die Spanne von 0.17 bei niedergelassenen Allgemeinärzten bis zu 1.31 bei Zahnärzten.²

Die Autoren untersuchen nicht nur die Bestände an Ärzten, sondern auch deren Veränderungen. Dabei zeigt sich, daß Ärzte auf Variationen ihrer Einkommen durch langfristige Wanderungsbewegungen reagieren.

¹ L. Benham, A. Maurizi, M. W. Reder, "Migration, Location and Remuneration of Medical Personnel: Physicians and Dentists," The Review of Economics and Statistics, vol. 50 (1968), 332 - 347.

² Ibid., 333, Tab.1.

V. DETERMINANTEN DES ÄRZTLICHEN PRODUKTIONS- POTENTIALS

1. Der Ausgangspunkt der neueren Diskussion: Rashi Feins Analyse der Ärzteknappeit und seine Veränderungsvorschläge

Wie in der synoptischen Darstellung der möglichen Umsatz- und Einkommensdeterminanten bereits ausgeführt wurde (s. o., II.5.), ist das individuelle ärztliche Leistungsvolumen einerseits abhängig von der Nachfrage nach oder dem Bedarf an Gesundheitsgütern und andererseits davon, in welchem Umfang der Arzt die an ihn gerichteten Leistungswünsche zu erfüllen in der Lage ist.

Wenn man sich die Umsatzspannweiten, wie sie in II. dargestellt sind, noch einmal in Erinnerung ruft und dabei bedenkt, daß niedrigste und höchste Umsätze meist von *e i n e m* Arzt in Zusammenarbeit mit verschiedenen anderen Faktoren erzielt werden, so sieht man leicht die großen Unterschiede der Produktionsmöglichkeiten und fragt sich, mit welcher Berechtigung man angesichts der Produktionsreserven bei den am unteren Ende der Spanne rangierenden Ärzte jemals von einer Ärzteknappeit sprechen kann. Gerade die unteren Umsatzklassen scheinen auf eine in der Literatur oft vermutete tiefe Ineffizienz im Gebrauch der medizinischen Arbeitskraft hinzudeuten.¹

¹ Siehe z.B. U. Reinhardt, "A Production Function for Physician Services," Rev. Ec. and Stat., vol. 54 (1972), 55 - 66, hier: 55.

Dies war denn auch in den U.S.A. der Ausgangspunkt für R. Fein, im Jahre 1967 der zu dieser Zeit dort gängigen Annahme, es bestehe eine Ärzteknappeheit mit der Tendenz zur Verschärfung, zu widersprechen. Seiner Ansicht nach kann der Ausweg aus der "doctor shortage"¹ nicht nur immer in forcierter Ausbildung von Ärzten gesucht werden, statt dessen seien verstärkt die Möglichkeiten von

- Gruppenpraxen und
- vermehrtem Einsatz neuer, höher qualifizierter medizinischer Arbeitskräfte

zu diskutieren. Beide Vorschläge hängen produktions-theoretisch recht eng zusammen: "paramedical personnel" soll verstärkt eingesetzt werden, weil sich die ärztliche Arbeitskraft als unnötigerweise limitierender Faktor bei der Produktion herausstellt: "Many of the things that physicians do can be done by persons with less but suitable training who work under the supervision of physicians."² In die gleiche Richtung zielt der auf die amerikanischen Verhältnisse zugeschnittene Hinweis von Lave und Lave, der Arzt sei mindestens 21 Jahre, meistens aber 24, durch den Ausbildungsprozeß gegangen, seine Sekretärin 12 Jahre, seine "nurse" 15 Jahre -- warum könne es zwischen 15 und 24 Jahren Ausbildungszeit keine Zwischenstufen im Bereich ärztlichen Personals geben?³

¹ Siehe R. Fein, The Doctor Shortage. An Economic Diagnosis (Washington, D. C., 1967).

² Ibid., 145.

³ Siehe J. R. Lave, L. B. Lave, T. E. Morton, "Sources and Uses of Paramedical Personnel," in: Incentives and Planning in Social Policy, ed. by

Besonders in der ärztlichen Produktion macht sich die "lumpiness" ("Ganzzahligkeit") ihrer Inputs negativ bemerkbar: sie arbeitet noch immer in verhältnismäßig kleinen Einheiten und benötigt dennoch ganzzahlige Inputmengen: nämlich den "ganzen" Arzt, die "ganze" Hilfskraft, den "ganzen" Röntgenapparat etc. -- die Folge sind, um das anschaulich zu machen, 5 zu 20% ausgelastete Röntgengeräte bei verschiedenen Ärzten, wo einer bei der Zusammenarbeit reichen würde. Vollauslastung wäre eher denkbar bei kontinuierlichen Substitutionsmöglichkeiten und größeren Produktionseinheiten -- das spricht für die "mid level health workers" und Gruppenpraxen.

Die Berechnungen und Vorschläge Feins haben in den U.S.A. eine relativ breite Diskussion über Organisation und Produktivität¹ der ärztlichen Praxis ausgelöst, die bei der großen Bereitschaft, wissenschaftliche Erkenntnis in praktisch-politische Handlungen umzusetzen, auch zu teilweise nicht unerheblichen Veränderungen im amerikanischen Gesundheitswesen geführt haben.¹

B. Stein and S. M. Miller (Chicago, 1973), 37 - 68, hier: 47.

¹ Ein Überblick zu der relevanten Literatur mit dem Versuch, teilweise heterogene Erkenntnisse zu verschmelzen, findet sich bei U. E. Reinhardt, K. E. Smith, "Manpower Substitution in Ambulatory Care," in: J. Rafferty (ed.), Health Manpower and Productivity. The Literature and Required Future Research (Lexington, Toronto, London, 1974), 3 - 37, vor allem 15 ff.

Wie Frech III und Ginsburg bei einer Sichtung der Literatur feststellen konnten,¹ reicht die Skala der Meinungsäußerungen zur optimalen Betriebsgröße bei Arztpraxen von einer gewissen Favorisierung der Einzelpraxis durch Newhouse² bis zu einer Forderung nach der Kooperation von 30 Ärzten bei Egan³. Dabei ist offensichtlich, daß die optimale Betriebsgröße bei Arztpraxen kein rein technologisches Datum ist, sondern entscheidend von der Arbeitsorganisation, besonders aber: der Form der Leistungshonorierung abhängt. So hat Pauly darauf hingewiesen, daß bei fester Gehaltszahlung oder nicht leistungsgebundener Gewinnaufteilung das klassische free-rider-Problem zur Geltung kommen müsse, d.h. der einzelne Arzt seine Arbeitszeit minimiere.⁴

¹ H. E. "Ted" Frech III, P. B. Ginsburg, "Optimal Scale in Medical Practice: A Survivor Analysis," Journal of Business, 1974, 23 - 36, hier: 23.

² Siehe J. P. Newhouse, "The Economics of Group Practice," Journal of Human Resources, 8 (1973), 37 - 56.

³ Siehe D. M. Egan, "Income and Productivity of Physicians in Fee-for-Service, Multi-speciality Group Practice" (unpublished paper, 1969), zit. n. Frech III/Ginsburg, op.cit., 23.

⁴ Siehe M. Pauly, "Efficiency, Incentives and Reimbursement for Health Care," Inquiry, 7 (1970), 114 - 131, zit. n. Frech III/Ginsburg, op.cit., 24.

Angesichts der starken Differenzen in den wissenschaftlichen Aussagen zu ärztlichen Produktionsprozessen ist es notwendig, den Gegenstand verstärkt methodologisch und produktionstheoretisch zu reflektieren. In den beiden folgenden Abschnitten sind Ansätze dazu angedeutet.

2. Methodische Einwände gegen Feins Analyse: R. M. Bailey

Gegen Feins Analysen und Vorschläge wendet sich Bailey; er will "irrige und möglicherweise verhängnisvolle" Annahmen über economies of scale diskutieren. Seiner Meinung nach hat Rashi Fein zunehmende Skalenerträge vorschnell als evident angesehen und damit die Beweislast in der Erörterung dieser Frage denjenigen auf-erlegt, die sich mit der These nicht so schnell anzufreunden vermögen.¹

Economies of scale werden üblicherweise identifiziert, indem man bei der Betrachtung des Durchschnittskostenverlaufes die jeweils analysierte Produktionseinheit auf der Seite des fallenden Kurvenastes ("romantischer" Kostenverlauf unterstellt), links vom Durchschnittskostenminimum lokalisiert.

¹ Siehe R. M. Bailey, "Economies of Scale in Medical Practice," in: Empirical Studies in Health Economics, ed. by H. E. Klarman (Baltimore, London, 1970), 255 - 273, hier: 255 f.

Nach Bailey sind aber auch Eigenschaften der medizinischen Produktion denkbar, die einem Vorhandensein oder der Ausnutzung von steigenden Skalenerträgen entgegenstehen; aus diesem Grunde müsse man zunächst systematisch fragen:

- Gibt es eine allgemein akzeptierte Auffassung darüber, was das Produkt des medizinischen Sektors ist?
- Können monetäre Größen als Ersatzmaßstäbe für den realen Output herangezogen werden?
- Wissen wir wirklich genug über die Substitutionalität der Faktorinputs im medizinischen Produktionsprozeß?
- Wenn ein Substitutionspotential besteht, kann man erklären, warum es von den Ärzten bislang nicht genutzt wurde?¹

Bevor man oberflächliche Aussagen über die Produktivität in der ärztlichen Praxis mache, müsse man sich zunächst über die außerordentliche Heterogenität sowohl der Inputs als auch der Outputs in diesem Bereich klar sein; denn um economies of scale zu suchen, muß man wissen, wo die niedrigsten Durchschnittskosten liegen. Wie aber, so fragt Bailey, wolle man das feststellen, wenn man nicht wisse, was die Output-einheit sei?

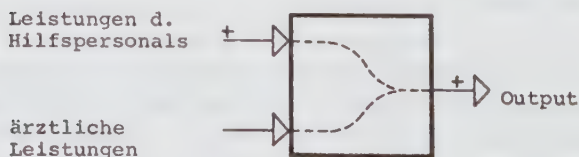
Das Argument Feins, das sich auf "indivisibility", "lumpiness" von Faktoren stützt, könne nur akzeptiert werden, wenn man es z.B. auf das E i g e n t u m größerer Geräte in Arztpraxen bezieht, sofern aber die N u t z u n g eines solchen Gerätes in Frage stehe, sei es nicht anwendbar.²

¹ Ibid., 256.

² Ibid., 260.

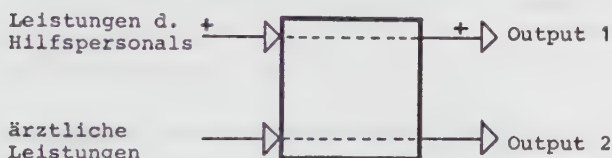
Auch Feins Hoffnung auf die Wirkung des "paramedical personnel" kann Bailey nicht teilen: Aus dem empirisch feststellbaren Zusammenhang, daß mit einer erhöhten Durchschnittsproduktivität der ärztlichen Praxis auch das Verhältnis Zahl der Hilfskräfte/Arzt ansteige, könne man Feins Schlüsse nicht ziehen. Daß eine Substitution ärztlicher Leistungen durch paramedical personnel vorliege, sei dadurch deswegen nicht bewiesen, weil man das gleiche empirische Datenmaterial erhalten würde, wenn der Arzt weiterhin die ihm üblicherweise zufallenden Aufgaben wahrnimmt und das zusätzliche Hilfspersonal lediglich seine traditionellen Leistungen (diese aber insgesamt vermehrt) ausführt -- was natürlich ebenfalls den Output und die Durchschnittsproduktivität erhöht.

Diese mögliche Fehleinschätzung der tatsächlichen Zusammenhänge kann zurückgeführt werden auf ein falsches Bild ärztlicher Produktion: man sieht die Praxis als ein Einproduktunternehmen der folgenden Form



(+ bezeichnet jeweils eine Zunahme)

und konstatiert bei einer gleichzeitigen Zunahme von Hilfsleistungen und Output eine Produktivitätsverbesserung durch Substitution. Wird aber die ärztliche Praxis als Mehrproduktunternehmen betrachtet:



so zeigt sich, daß die von Fein und den Anhängern seiner These der Substitutionsmöglichkeiten erhofften Zusammenhänge nicht notwendigerweise bestehen.¹

Natürlich weiß man aufgrund der Kenntnis globaler Daten noch nicht, welches der beiden skizzierten Modelle der Wirklichkeit entspricht. Das zweite Modell wird zutreffen, wenn Baileys Ansicht richtig ist, der eigentliche ärztliche Produktionsprozeß werde sich durch Mehreinsatz von Hilfspersonal nicht verändern, denn er sei über Jahre des Medizinstudiums "entwickelt und internalisiert" worden.² Daher gelangt Bailey zu der Auffassung, zwar würden Lippenbekenntnisse für

¹ Ibid., 261; grafische Verdeutlichung vom Verf.

² Ibid., 263.

neue Arten von Hilfskräften geleistet, die dem Arzt Tätigkeiten abnehmen könnten; auch Apparate seien in der Entwicklung, die eine Substitution ärztlicher Leistungen ermöglichen sollen -- aber einen Beweis für signifikante Faktorsubstitutionen gebe es nicht.¹ Durch eigene empirische Untersuchungen vermag Bailey seine Auffassung abzustützen.

3. Produktionstheoretische Überlegungen zur Arztpraxis

Ebenfalls sehr stark durch Feins Vorschläge motiviert sind die Analysen U. E. Reinhardts.² Dieser verfolgt denselben Gedanken wie Bailey -- allerdings mit verbesserten Analysetechniken und erweiterter empirischer Basis: auch hier ist also die Frage gestellt, welchen Effekt das Hilfspersonal und die Praxisorganisation (Einzel- vs. Gruppenpraxis) auf die Produktivität haben. Reinhardt weist auch darauf hin, daß Fein zwar Plausibilitätsüberlegungen für den wirtschaftlichen Nutzen der Gruppenpraxis und der Substitution ärztlicher Leistungen durch "paramedical personnel" geliefert, andererseits aber mangels vertiefender eigener Arbeiten auch eine intensivere Erforschung der ärztlichen Produktion gefordert habe.

¹ Ibid., 265.

² Siehe besonders die Monographie U. E. Reinhardt, Physician Productivity and the Demand for Health Manpower. An Economic Analysis (Cambridge, Mass., 1975).

Als abstrakte Produktionsfunktion der ärztlichen Praxis gibt Reinhardt die folgende an:

$$Q = f(H, \underline{L}, \underline{K}; \underline{A}) ,$$

darin bezeichnet Q einen Outputindex (Reinhardt nennt als Beispiele für die Kenngröße: Patientenbesuche und Bruttorechnungsbeträge für die ärztlichen Bemühungen) und H die Zahl der ärztlichen Arbeitsstunden. Q und H sind Skalare, $\underline{L}$, $\underline{K}$ und $\underline{A}$ Vektoren. $\underline{L}$ ermöglicht als Vektor

$$\underline{L}^T = [L_1, \dots, L_m]$$

die Berücksichtigung der Arbeitsstunden verschiedener Praxishilfskräfte; man kann differenzieren in die Arbeitszeit einer medizinisch-technischen Assistentin, einer Sprechstundenhilfe, Schwester etc. Ebenso wird K nicht einfach als eine notwendigerweise sehr heterogene Größe "Kapital" aufgefaßt, sondern setzt sich als Vektor

$$\underline{K}^T = [K_1, \dots, K_n]$$

aus den verschiedenen Kapitalbestandteilen: Praxisfläche, Instrumente etc. zusammen. Vektor $\underline{A}$

$$\underline{A}^T = [A_1, \dots, A_z]$$

fungiert als "catch all"-Variable, die all jene Faktoren erfassen soll, von denen man annehmen kann, daß auch sie in irgendeiner Weise auf die Produktion des Arztes einwirken -- es kann sich

um Informationen darüber handeln, ob der Arzt allein oder zusammen mit anderen Ärzten praktiziert, ob ihm Leistungen von Laboratorien zur Verfügung stehen, ob er ein besonders strukturiertes Krankengut hat etc.

Die Aufgabe der Forschung ist es nun, diese Funktion zu spezifizieren und zu schätzen. Will man sie anschließend zu Prognosezwecken einsetzen, dann sind zusätzliche Kenntnisse über das Verhalten der Ärzte, insbesondere was ihren eigenen Arbeitseinsatz und ihre Reaktionen auf Inputpreisvariationen angeht, erforderlich.¹

Die am häufigsten gebrauchten Produktionsfunktionen sind die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion:

$$Q = a \prod_j (x_j^{\alpha_j}) \quad a, \alpha_j > 0 \text{ für } j=1, 2, \dots, k$$

und die CES-Produktionsfunktion²:

$$Q = a \left[\sum_j (\alpha_j x_j^{\beta_j}) \right]^{1/c}$$

$$\begin{aligned} \beta_j, c &< 0 \\ a, \alpha_j &> 0 \quad j=1, 2, \dots, k \\ \sum_j \alpha_j &= 1 \end{aligned}$$

¹ Siehe Ibid., 123.

² Die Vor- und Nachteile dieser Produktionsfunktionen sind in der ökonomischen Literatur ausführlich dargestellt und diskutiert worden, wir verzichten deshalb hier auf nähere Erläuterungen.

Diese beiden Produktionsfunktionen betreffen die einfache Produktion, d.h. die Erzeugung nur 1 Outputs. Wie bei Produktionsanalysen in anderen Bereichen kann es jedoch auch bei der ärztlichen Praxis sinnvoll sein, mit einem Outputvektor zu arbeiten, da verschiedene Güter mit jeweils eigenen Produktionsverfahren erzeugt werden. Um die damit ohnehin verbundene erhebliche Zunahme der Komplexität nicht in schwer greifbare Formen ausufern zu lassen, wird meist angenommen, daß zur Erstellung eines Elements des Outputvektors feste Inputproportionen erforderlich sind. Substitutionsmöglichkeiten finden in solchen Modellen dennoch insofern Berücksichtigung, als ein "Umschalten" von einem Prozeß auf einen anderen möglich ist. Die letztgenannten Modelle haben unter den Stichwörtern "activity analysis", "operations research" und "linear programming" in der betrieblichen Praxis relativ verbreitete Anwendung gefunden, was man von Cobb-Douglas- und CES-Produktionsfunktionen nicht sagen kann. Obwohl das auf größere Praxisnähe hindeutet, werden sie bei der Analyse ärztlicher Praxen bislang weniger verwendet

- weil sie möglicherweise dem "amorphism typical of the production of professional services"¹ nicht entsprechen oder
- weil sie finanziell für zu aufwendig angesehene Fallstudien (time motion studies)² erfordern.

¹ U. E. Reinhardt, op.cit. (Physician Productivity ...), 126.

² Als Beispiel siehe P. K. Patterson, A. B. Bergman, "Time-Motion Study of Six Pediatric Office Assistants," New England Journal of Medicine, vol. 281 (1969), 771 - 774.

In seinen Analysen verwendet Reinhardt eine kontinuierliche Funktion für die einfache Produktion. Die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion hält er in bezug auf die ärztliche Praxis schon deswegen für kaum verwendbar, weil sie zuviele Ergebnisse durch ihre Form bereits prädeterniniert und denkbare ärztliche Produktionsverfahren (z.B. 1 Arzt ohne Hilfskraft) nicht zu erfassen vermag.¹

Zur Ausschaltung dieser Nachteile schlägt er folgenden Typ einer Produktionsfunktion vor:²

$$Q = A \prod_{j=1}^m (x_j^{a_j} e^{-b_j x_j}) e^{g(x,y;c)} ;$$

darin bezeichnen die Elemente des Vektors $\underline{x} = [x_1, x_2, \dots, x_m]$ solche Inputs, die unbedingt notwendig sind, um einen positiven Output zu erzeugen, und die Elemente von $\underline{y} = [y_1, y_2, \dots, y_n]$ nicht unbedingt notwendige Inputs.

Durch Spezifizierung und Logarithmieren der Variablen kann diese Funktion in eine Form gebracht werden, die für eine lineare Regression geeignet ist.³

¹ Der Output einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion wird null, sobald ein Input den Wert null annimmt.

² Siehe U. E. Reinhardt, op.cit. (Physician Productivity ...), 127.

³ Siehe U. E. Reinhardt, op.cit. (A Production Function ...), 58 f.

Den Ergebnissen der Regressionsanalyse zufolge erzielen Gruppenpraxen zwischen 4.5% und 5.1% mehr Patientenbesuche und rund 5.6% mehr Umsätze als die Einzelpraxis.¹ Wenn man den großen Optimismus bedenkt, von dem Gruppenpraxen bezüglich ihrer Produktivität begleitet wurden, muß das sehr niedrig erscheinen. Dabei ist jedoch zu bedenken, daß Reinhardt mit einer sehr großen Anzahl von Variablen arbeitet, und jeder nur der Outputeffekt zugerechnet wird, der ihr allein zukommt. Da aber der Nutzen eines großen Hilfspersonal- und Kapitaleinsatzes gerade bei Gruppenpraxen unterstellt wird, und deswegen also in den meisten Fällen mehrere den Output positiv beeinflussende Variablen gemeinsam auftreten, dürfte der Produktivitätsunterschied zwischen Gruppen- und Einzelpraxis erheblich höher liegen.

Sehr interessant an den Reinhardtschen Arbeiten sind seine Schätzungen für die Regressionskoeffizienten des ärztlichen Hilfspersonals. Sie sind hoch signifikant und zeigen, daß das Grenzprodukt des "paramedical personnel" in privater Praxis bis zum Einsatz 1 Hilfskraft steigt, sich danach vermindert und den Wert 0 bei 5.0 bis 5.5 Hilfspersonen erreicht.² Da die Koeffizienten für "registered nurses", "technicians" und "office aides" sehr ähnlich sind, erschien es

¹ Siehe Ibid., 60.

² Siehe Ibid., 61.

dem Autor berechtigt, sie in einer einzigen Variablen, der Zahl der Hilfskräfte pro Arzt, zusammenzufassen. Der Sample-Durchschnitt beträgt 1.96 Hilfskräfte pro Arzt. Für diesen Wert ergibt sich die Elastizität des Outputs in bezug auf Hilfskraftleistungen von 0.31 bis 0.36. Aus den Schätzungen Reinhardts geht hervor, daß der Einsatz von medizinischem Hilfspersonal in den Praxen einen wesentlichen Einfluß auf die durchschnittliche ärztliche Produktivität haben kann. Diese Aussage, die zunächst nur die technische Seite des Problems betrifft, gilt auch für die betriebswirtschaftliche Profitabilität: nach einigen komplizierteren Ableitungen, die sich aus der Maximierung einer Nutzenfunktion des Arztes ergeben, gelangt Reinhardt zu einer Tabelle, die für bestimmte Kombinationen von Nettoeinnahmen pro Behandlung und Gehältern für Hilfspersonal den optimalen "aide input" angibt. Unter den zum Zeitpunkt der Anfertigung der Untersuchung herrschenden Bedingungen läßt sich daraus entnehmen, daß der durchschnittliche amerikanische Arzt durchaus noch gewinnbringend die doppelte Anzahl an Hilfspersonal einsetzen und so rund 25% seines bisherigen stündlichen Outputs mehr produzieren könnte.¹

Nun wird man sich fragen, warum Ärzte, wenn sie eine gewinnbringende Möglichkeit haben, ihren Umsatz auszudehnen, diese in der Mehrzahl der Fälle

¹ Siehe Ibid., 62.

nicht ausnützen. Reinhardt versucht (zusammen mit Smith) darauf eine Antwort zu geben:¹

- Ärzte sind sich nicht immer des potentiellen Gewinns bewußt, den sie durch Mehreinsatz von Personal und andere organisatorische Maßnahmen erzielen könnten;
- sie könnten befürchten, mit einer ausgedehnten Delegation von Tätigkeiten gesetzliche oder standesrechtliche Regeln zu verletzen;
- sie könnten das möglicherweise steigende Risiko von Kunstfehlern fürchten;
- die richtige Art, Aufgaben an andere zu delegieren, ist eine Kunst, die nicht alle Ärzte gleich gut beherrschen;
- es könnte auch von Bedeutung sein, wie effizient der Arzt seine eigene Zeit einsetzt -- denn wenn jeweils ein bestimmter Betrag ärztlicher Leistung und von Hilfsleistungen in einem relativ stabilen Prozeß verkoppelt sind, ist der Einsatz des paramedical personnell abhängig von der persönlichen Leistungsfähigkeit und -willigkeit des Arztes.

In seiner starken Fixierung auf den Produktionsprozeß ist Reinhardt leider die weitere Möglichkeit nicht in den Sinn gekommen, daß der Arzt seine Leistungen nicht vollkommen unabhängig von der Nachfrage ausdehnen kann. Es ist immerhin denkbar, daß es eine "natürliche" Größe des Einzugsgebietes gibt, die in der Regel unter dem Betriebsoptimum liegt und nur in einigen Fällen (ausgeprägter Ruf eines Arztes, wenig verbreitetes Fachgebiet u.ä.) überschritten werden kann.

¹ Siehe U. E. Reinhardt, K. R. Smith, "Manpower Substitution in Ambulatory Care," in: J. Rafferty (ed.), Health Manpower and Productivity. The Literature and Required Future Research (Lexington, Toronto, London, 1974), 3 - 37, hier: 17 f.

Es zeigt sich außerdem, wenn man die Gesamtheit der Arbeiten Reinhardts betrachtet, daß er bei aller Perfektion des (mathematisch-) produktionstheoretischen Apparates mit den o.g. verhältnismäßig einfachen methodischen Einwänden Baileys nicht viel anzufangen weiß.

Angesichts vielfältiger methodischer Einwände gegen die Versuche zur Messung der ärztlichen Produktivität¹, die sie vor allem in unterschiedlichen Leistungsarten und -qualitäten, in den Schwierigkeiten der Messung der ärztlichen Arbeitszeit und der Außerachtlassung der Zeit der Patienten sehen, hegen Frech III und Ginsburg eine grundsätzliche Skepsis gegenüber der Auffassung, der Ökonom könne, wie das Reinhardt versucht, dem ärztlichen Praktiker sagen, wie er optimal zu produzieren habe. Der Beitrag ihres "survivor model"² besteht in einer Rückbesinnung auf die marktwirtschaftliche Logik, indem sie davon ausgehen, daß die Ärzte bei der Maximierung ihrer Nutzenfunktion selbst am besten entscheiden können, welche Betriebsgröße in Anbetracht jeweils spezifischer Gegebenheiten in ihrem Fall die opti-

¹ Dazu auch: M. W. Reder, "Some Problems in the Measurement of Productivity in the Medical Care Industry," in: Production and Productivity in the Service Industries, ed. by V. R. Fuchs (New York, London, 1969), 95 - 131.

² Siehe H. E. "Ted" Frech III, P. B. Ginsburg, "Optimal Scale in Medical Practice: A Survivor Analysis," Journal of Business, 1974, 23 - 36.

male ist. Folglich könne man, freilich unter Beachtung angemessener Verzögerungszeiten, an der Entwicklung tatsächlicher Praxisgrößen am besten den Nettoeffekt aller wichtigen Variablen, der bisher analysierten ebenso wie der gegenwärtig nicht beachteten, ablesen.¹ Voraussetzung für eine solche Beobachtung der Selbstadjustierung ist allerdings, daß es möglichst wenige formelle und informelle Barrieren für eine Bewegung hin zum Optimum gibt.

Auch Frechs und Ginsburgs "survivor analysis" liefert empirische Hinweise für die Richtigkeit der These, größere Produktionseinheiten seien auch im medizinischen Bereich effizienter: die Zahl der in Gruppenpraxen arbeitenden Mediziner ist in der Zeit von 1965 bis 1969 um 29% angestiegen, die Zahl der Einzelpraxen dagegen um 8% gefallen. Es zeigt sich weiterhin, daß kleine und große Gruppenpraxen effizienter arbeiten als mittlere.²

Die Autoren wollen ihr Ergebnis allerdings nicht so verstanden wissen, daß die Einzelpraxis wegen Ineffizienz gänzlich verschwinden sollte -- vielmehr dürfte sie den Präferenzen einer stattlichen Zahl von Patienten entsprechen.³ Danach wäre das "Optimum" weniger bei den Extremen der Praxisgröße als vielmehr in ihrer Vielfalt zu suchen.

¹ Siehe Ibid., 26.

² Siehe Ibid., 36.

³ Siehe Ibid.

VI. MARKTSTRUKTUR- UND MARKTERGEBNISANSÄTZE
ZUR ERKLÄRUNG DES HONORARS FÜR ÄRZTLICHE
LEISTUNGEN

1. Die Marktstrukturanalyse des nord-amerikanischen Marktes für ärztliche Leistungen als Paradigma für ähnlich angelegte Arbeiten in der Bundesrepublik Deutschland

Die als Strukturanalyse des Marktes ärztlicher Leistungen in den USA sicherlich bekannteste Arbeit ist die von Reuben A. Kessel.¹ Wenngleich seine Aussagen teilweise sehr detailliert Handlungen nordamerikanischer Ärztefunktionäre betreffen, sind sie doch -- schon wegen der manchmal frappierenden Ähnlichkeit zumindest mit Handlungsmustern bundesdeutscher Berufskollegen -- in dem hier darzustellenden allgemeinen Rahmen mitteilenswert und für eine ökonomische Sicht des Ständewesens insgesamt von außerordentlicher Bedeutung. Um aber den theoretischen Wert auch für unser eigenes Ordnungsgefüge nicht aus den Augen zu verlieren, wollen wir die Kesselsche Arbeit als Muster für die Darstellung der institutionellen Rahmenbedingungen des bundesdeutschen Kassenarztrechts benutzen.²

¹ R. A. Kessel, "Price Discrimination in Medicine," Journal of Law and Economics, vol. 1/2 (1958/59), 20-53; siehe ferner als neuere Arbeit zu diesem Gebiet: E. Rayack, Professional Power and American Medicine: The Economics of the American Medical Association (Cleveland, 1967).

Daß Ärzte in gewisser Hinsicht Monopolisten sind, ist beinahe Allgemeingut. Diese Ansicht stützt sich auf das empirisch feststellbare Phänomen, daß Ärzte, wenn sie privat liquidieren, unterschiedliche Preise für gleiche Leistungen fordern. So wird in ökonomischen Lehrbüchern, wenn von monopolistischer Preisdifferenzierung (Preisdiskriminierung) die Rede ist, als Standardbeispiel der Chirurg herangezogen, der für eine Operation gleicher Schwere vom Generaldirektor einige Tausender, vom kleinen Angestellten dagegen nur einige Hunderte verlangt.¹ Die Anwendbarkeit dieser Preisbildungstechnik durch Ärzte ist gebunden an den Verkauf "direkter persönlicher Leistungen", bei denen ein Wechsel des Anbieters für den Konsumenten kaum möglich ist,² oder aber wegen abgestimmter Verhaltensweisen (Kartellierung) keine Einsparungen verspricht.

Auch wenn der Chirurg, der Preisdiskriminierung betreibt, ein "standard textbook example" darstellt, so ist dies doch noch kein Grund, davon

² Die von Kessel benutzte Sprache mit teilweise sehr pointierten Bewertungen amerikanischer Standesvertreter wollen wir dabei allerdings nicht übernehmen.

¹ Siehe z.B. A. E. Ott, Grundzüge der Preistheorie (Göttingen, 1968), 189; die Auswahl des Personenkreises ist bezeichnend für den eingeschränkten Gültigkeitsbereich dieser These in der BRD -- der "kleine" Angestellte muß einkommensmäßig immerhin über der Versicherungspflichtgrenze liegen und sich gegen freiwillige Weiterversicherung entschieden haben.

² Siehe: J. Robinson, The Economics of Imperfect Competition (London, 1933), 180.

auszugehen, hier handele es sich um eine invariante Erscheinung der Realität. Man wird sich zudem bemühen müssen, die institutionellen Grundlagen eines solchen Preisbildungsverhaltens genauer zu untersuchen. Genau dies hat sich Kessel vorgenommen; er möchte nachweisen, "that the discriminating monopoly model is valid for understanding the pricing of medical services, and that each individual buyer of medical services that are produced jointly with hospital care constitutes a unique, separable market."¹ Seine Beweisführung stützt sich vorwiegend auf Meinungsäußerungen und Verhaltensweisen der American Medical Association (AMA). Mittels des Monopolmodells für ärztliche Leistungen möchte er auch folgende Erscheinungen erklären, die wegen ihrer fortdauernden Aktualität auch für die Bundesrepublik Deutschland hier aufgeführt werden sollen:

- (1) Die Unterstützung der AMA für all solche Versicherungen, die das Kosten-erstattungsprinzip verwenden und die Ablehnung des Sachleistungsprinzips;
- (2) die Ablehnung von seiten der AMA gegenüber einer Versorgung amerikanischer Veteranen zum "Nulltarif" trotz der damit wahrscheinlich verbundenen enormen Nachfrageexpansion;
- (3) der höhere Organisationsgrad der Ärzte gegenüber anderen Berufsgruppen;
- (4) die kostenlose Behandlung anderer Ärzte und der Familienangehörigen;

¹ R. A. Kessel, op.cit., 21.

- (5) die extreme Abneigung der Ärzte gegenüber gegenseitiger Kritik in der Öffentlichkeit;
- (6) die Überrepresentation der Fachärzte in der Standesvertretung;
- (7) Erschwernisse beim Wechsel eines Mitglieds von einer regionalen Standesorganisation zu einer solchen in einer anderen Region;
- (8) Begrüßung von Werbemaßnahmen zum Nutzen des gesamten Standes, aber Ablehnung aller Reklame zugunsten eines individuellen Arztes;
- (9) niedrigere Prämien für eine Haftpflichtversicherung gegen die Kosten eines Kunstfehlers für Mitglieder der organisierten Medizin als für Nichtmitglieder und
- (10) Diskriminierung bestimmter Gesellschaftsgruppen bei der Zulassung zum Medizinstudium.¹

Preisdiskriminierung wird in der ökonomischen Lehrbuchliteratur meist als durch Gewinnmaximierungsstreben motiviert unterstellt. Jedoch sind gerade bei solchen Einzelwirtschaften, deren Zielbündel andere Prioritäten setzt, z.B. auch sozialpolitische (verteilungspolitische) Motive denkbar.²

Dadurch daß dasselbe Verhalten durch verschiedene Motive erklärt werden kann, werden die Stellungnahmen zur Preisdifferenzierung leicht interessengebunden: Kritiker behaupten, ärztliche Preisdiskriminierung sei nichts anderes als Ausdruck ärztlicher Gewinnmaximierung; ärztlicherseits wird dagegen ins Feld geführt, hier

¹ Ibid., 21.

² Ausführlich dazu: Th. Thiemeyer, Wirtschaftslehre öffentlicher Betriebe (Reinbek, 1975), 206 ff.

handele es sich um eine Art sozialen Ausgleichs im einzelwirtschaftlichen Bereich.¹

Wenn mehrere Motive als handlungsbestimmend in Frage kommen, dann wird man nach Möglichkeiten suchen müssen, aus dem wirtschaftlichen Verhalten eindeutig die jeweils tragende Handlungsmaxime zu identifizieren.

Kessel stellt überzeugend dar, daß die Preisdifferenzierung durch Ärzte das Pendant zu der Verpflichtung ist, Patienten auch dann zu behandeln, wenn sie nicht in der Lage sind, adäquat zu honorieren. Will der Arzt die Kosten für diese fürsorgerische Tätigkeit nicht selbst tragen, so bleibt ihm gar nichts anderes übrig, als sie auf die wohlhabenderen Patienten zu überwälzen.² Soll diese historisch durchaus plausible Erklärung³ allgemeingültig sein, dann muß man sie an das Vorhandensein hilfsbedürftiger Personen knüpfen; d.h. Preisdifferenzierung hat, wenn sie sozialpolitisch motiviert wird, keine Berechtigung mehr, sobald der Arzt, z.B. weil alle Patienten zahlungsfähig sind, nichts mehr zu überwälzen hat.

Dies könnte denn auch ein Kriterium sein, mittels dessen man eine durch Gewinnmaximierung motivierte von einer durch den Wunsch zu sozial-

¹ Siehe R. A. Kessel, op.cit., 22.

² Siehe Ibid., 23.

³ Siehe oben, Kap. I.

politisch begründeter interner Subventionierung geleitete Preisdifferenzierung unterscheiden kann:

- sozialpolitische Motivation sollte anzunehmen sein, wenn es Patientenkreise gibt, die nicht kostendeckend behandelt werden können;
- gewinnmaximierende Motivation liegt vor, wenn Preisdifferenzierung betrieben wird, ohne daß jemand nicht kostendeckend behandelt werden muß.

Zusätzliche Aspekte bringt die Tatsache der Versicherung in die Diskussion: (hier spielen die spezifisch nordamerikanischen Verhältnisse stark in die Argumentation hinein) daß jemand krankenversichert ist oder nicht, kann weder als beeinflussend noch als Ausdruck für seine Einkommensverhältnisse angesehen werden; nach Kessel darf man also bei sozialpolitischer Motivation der Preisdifferenzierung erwarten, daß die Preise für Versicherte nicht höher liegen als die für Nichtversicherte. Tatsächlich aber kann man zahlreiche Stellungnahmen anführen, die besagen, von Versicherten werden höhere Preise verlangt als von Selbstzahlern:

Existing evidence indicates that if income and wealth differences are held constant, people who have medical insurance pay more for the same service than people who do not have such insurance.¹

Dies kann aber nicht anders als durch Gewinnmaximierungsstreben gedeutet werden.

¹ R. A. Kessel, op.cit., 24.

Kessel führt noch insgesamt drei Argumente gegen die These sozialpolitischer Motivation an, von denen wir eines bereits näher erläutern haben:

(1) da Ärzte in aller Regel relativ hohe Einkommen haben, dürften sie sich nicht gegenseitig kostenlos behandeln, sondern müßten sich in den allen anderen auferlegten Umverteilungsprozeß einfügen;

(2) obwohl mit dem Anstieg des realen Pro-Kopf-Einkommens die Notwendigkeit sozialpolitisch motivierter Preisdiskriminierung reduziert wurde, ist dies ohne Einfluß auf die Honorarhöhe für begüterte Patienten geblieben;

(3) insofern die Einkommensschichten auf die Ärzte nicht gleichmäßig verteilt sind, wurde doch zwischen den Ärzten kein Finanzausgleich installiert, der Nutzen und Lasten innerhalb der Ärzteschaft gerechter verteilt. Auch ist das Gewicht der Preisdifferenzierung nirgendwo genauer festgelegt, das Belieben des einzelnen Arztes spielt eine maßgebliche Rolle: "... the whole system is haphazard any way you look at it."¹

Nun ist es bei vollständiger Konkurrenz schwer vorstellbar, daß alle Anbieter ein preisdiskriminierendes Marktverhalten an den Tag legen. Eher könnte man erwarten, daß z.B. neu hinzukommende Anbieter die Möglichkeit, niedrigere Preise zu fordern, nutzen, um sich am Markt zu etablieren. Damit aber würde in kurzer Zeit auch die Preisdifferenzierung der anderen Anbieter zusammenbrechen. Daher argumentiert Kessel, daß, wenn es gelinge, das genannte Marktverhalten

¹ Ibid., 25.

kollektiv aufrechtzuerhalten, dahinter ein rigider Sanktionsmechanismus stehen müsse, der potentielle Preisbrecher rechtzeitig zur Ordnung rufe. Denn wie bei jedem Kartell stelle sich auch bei dem der Ärzteschaft die Frage des Zusammenhalts und der Sicherung des koordinierten Verhaltens.

Ein historischer Rückblick soll eruieren, aus welchen Quellen die professionelle Macht stammt. Die AMA wurde 1847 gegründet, um

- die Qualifikationserfordernisse für Medizinstudien zu heben und dann auf gleichem Niveau zu halten;
- die Qualifikationserfordernisse für die Erlangung des M.D. US-einheitlich zu gestalten.

Bis zur Jahrhundertwende konnte der Gesetzgeber durch die AMA dazu bewegt werden, die Approbation (licensure) vorzuschreiben. Die Abschottung des Berufes gegen Konkurrenz von außen wurde in den USA durchgesetzt, als man sich in Deutschland zur Gewerbefreiheit durchgerungen hatte. Liberale Kritiker warfen in Amerika der Ärzteschaft die "fiercely partisan attitude of a powerful trade union" vor.¹ In den ersten Jahren nach 1900 erlangte die AMA die Kontrolle über die Arztausbildung, indem sie zunächst bei den medical schools die Ausbildungsqualität prüfte und ihnen das Ergebnis mitteilte. Später wurde durch den Flexner Report das Verfahren verbessert und das Ergebnis publiziert.

¹ Ibid., 26.

Flexner wendete sich gegen die "Überproduktion" von Ärzten und sah eine wesentliche Verbesserung in einer Verringerung der Zahl der Ärzte und einem Anheben ihres Qualifikationsniveaus. Der Gesetzgeber wurde überzeugt, daß nur erstklassige medical schools zugelassen werden sollten -- welche das waren, konnte die AMA bestimmen. Von 1906 bis 1944 reduzierte sie, ausgestattet mit weitreichender "power to certify" die Zahl der medical schools von 162 auf 69. Verständlicherweise wurde dadurch die Wachstumsrate der Medizinstudierenden niedriger gehalten, als es ohne Kontrollen der Fall gewesen wäre. Die Konsequenzen skizziert Kessel so:

The delegation by the state legislatures to the AMA of the power to regulate the medical industry in the public interest is on par with giving the American Iron and Steel Institute the power to determine the output of steel.¹

Nun zu den von der AMA einsetzbaren Machtmitteln. Als oftmals unverzichtbare Teile der medizinischen Ausbildung werden bestimmte Krankenhauspraktika, "internship" and "residency", angesehen. Die "interns" werden von den Krankenhäusern als günstige Arbeitskräfte angesehen, da ihr Grenzertrag weit über den Grenzausgaben liegt. Da die AMA die Zahl der für jedes Krankenhaus zugelassenen "interns"-Plätze kontrolliere, habe sie die Krankenhäuser zu der Regelung veranlassen können, daß nur Mitglieder der örtlichen "medical societies" bei ihnen Mitarbeiter sein dürfen.² Diese Mitgliedschaft erhält daher für

¹ Ibid., 29.

² Ibid., 30 f.

den einzelnen Arzt existenzielle Bedeutung, da ihm sonst der gerade im amerikanischen Gesundheitssystem so wesentliche Zugang zum Krankenhaus versperrt ist.

Wie Kessel an einigen bekanntgewordenen Fällen zeigen kann, wird das Machtmittel der Mitgliedschaft in einer "county medical society" von der organisierten Ärzteschaft vor allem gegen "Preisbrecher" eingesetzt.¹ Wobei die Grenzen des beim Ausschluß oder bei der Nichtaufnahme zur Begründung herangezogenen "unethischen" Verhaltens offenbar sehr weit gezogen werden, denn als solches wurde es zumindest in dem von Kessel besprochenen Zeitraum schon empfunden, wenn ein Arzt sich einem "prepayment plan" angeschlossen hatte, bei dem nicht mehr die Preisdifferenzierung erlaubende Kostenerstattungs-, sondern das Sachleistungsprinzip galt. Prepayment plans erheben ihre Beiträge nach risikoabhängigen Kriterien, nicht nach Einkommenshöhe und konnten daher als Instrument des "price cutting" gerade bei wohlhabenden Patienten angesehen werden.

Nachdem Kessel den Nachweis geführt hat, daß die Preisbildungstechniken der organisierten Medizin der (gewinnmaximierenden) Preisdifferenzierung dienen, kann er darangehen, die oben genannten Phänomene, deren Erklärung er sich vorgenommen hatte, auf der Grundlage dieser zentralen Ver-

¹ Siehe die Auswahl der Fälle: Ibid., 34-42.

haltensannahme zu analysieren.

Da konkurrenzwillige Fachärzte der Machtausübung auf dem Weg über den Zugang zum Krankenhaus eher ausgesetzt sind und gegnerische (weil zur Wahrung der Preisdiskriminierung wettbewerbsunwillige) Fachärzte gerade darin ein probates Machtmittel in der Hand haben, ist der Anreiz, in den medical associations tätig zu werden, für Fachärzte größer als für Allgemeinärzte. Deshalb seien jene dort sehr stark repräsentiert:

This ist precisely the group that has the greatest economic interest in maintaining price discipline and for this reason, are "naturals" for the job.¹

Die erschwerte Aufnahme eines neuen Kollegen in die örtliche Ärzteschaft sei auf das gleiche Motiv zurückzuführen: man wolle erst kritisch prüfen, ob er nicht als Preisbrecher in Frage komme.

Auch die Abneigung der Ärzteschaft gegen Reklame einzelner Ärzte resultiere aus der prinzipiellen Abneigung gegen Wettbewerb und diese wiederum aus der Angst vor "price cuttern" -- wenn Reklame überhaupt unethisch sei, müsse das auch für Reklame der Ärzteschaft insgesamt gelten; da jedoch eine solche Form der Werbung nicht den Wettbewerb fördere, habe man ärztlicherseits dagegen nichts einzuwenden.

¹ Ibid., 43.

Auch das Verhalten der Ärzte in Kunstfehler-Angelegenheiten und die kostenlose Behandlung anderer Ärzte sowie deren Familien werden letztlich als funktional in Hinsicht auf e i n Ziel angesehen: dadurch werde ein kunstvolles Netz von in-group-Beziehungen und -Gefühlen aufgebaut -- "Doctors are subtly coerced into personal relations with one another."¹ Das aber habe nur den Zweck, Ärzten anzugewöhnen, sich untereinander nicht mehr als Wettbewerber anzusehen; mit anderen Worten: eine emotionale Schranke zu errichten gegen Marktaktivitäten überhaupt sowie "price cutting" im besonderen.² Aus diesem Grunde habe sich auch in der US-amerikanischen Ärzteschaft eine gewisse Abneigung gegen jüdische Kollegen herausgebildet; denn bei diesen nehme man wegen des gesamten historischen und sozialkulturellen Hintergrundes an, sie seien dem Wettbewerb gegenüber zu aufgeschlossen.³

Wenn man nach dem Tenor der Kesselschen Argumentation fragt, so wird man ihn sicherlich nicht falsch interpretieren, wenn man sagt, er versuche nachzuweisen, daß die Ärzteschaft in ihrem gesamten Verhalten als F r e m d k ö r p e r in der marktwirtschaftlichen Ordnung erscheinen muß. Durch die mit verschiedenen Machtmitteln erzwungene Verhinderung von Wettbewerb und die

¹ Ibid., 45.

² Ibid., 46.

³ Ibid., 47 f.

Beschränkung des freien Marktzutritts erreichen sie dabei auf dem Weg über Preisdifferenzierung Einkommen, die bei funktionierendem Wettbewerb niedriger ausfallen müßten.

Kessel geht auf die möglicherweise vorhandenen sachlichen Rechtfertigungsgründe für das Marktverhalten der Ärzteschaft nicht ein, und insgesamt mag die starke Monokausalität der Argumentation nicht unbedingt ihre Durchschlagkraft erhöhen; dennoch muß man die Fruchtbarkeit der Vorgehensweise anerkennen, die darin liegt, die Struktur des Marktes für ärztliche Leistungen mit der zu vergleichen, die in Marktwirtschaften der politischen Absicht nach die herrschende sein soll.

Es liegt nahe, im Anschluß an eine solche Marktstrukturanalyse das Marktergebnis zu untersuchen und vielleicht in einem nachfolgenden Schritt zu analysieren, wie das Marktergebnis, insbesondere: wie die Preise für ärztliche Leistungen und die Einkommen der Ärzte aussähen, wenn dieser Markt nicht Fremdkörper in einem auf den Wettbewerb aufbauenden Wirtschaftssystem wäre.

2. Der Marktergebnisansatz

- a.) Auswirkungen ärztlicher Marktmacht
auf Menge und Preis entsprechender
Leistungen: die Analyse M.S.Feldsteins

Ausgangspunkt der Feldsteinschen Arbeit ist die Feststellung, daß in den Jahren von 1948 - 1966 die Arzthonorarkomponente des Index der Verbraucherpreise (CPI) in den U.S.A. um 75%, der Verbraucherpreisindex insgesamt aber nur um 35% angestiegen sind. Der Autor entwirft verschiedene Modelle des ärztlichen Marktes und prüft diese anhand geschätzter Beziehungen, die aus Längsschnittdaten für den Zeitraum von 1948 bis 1966 gewonnen sind.¹

Wie es bei der prinzipiellen Marktorientiertheit neuerer amerikanischer Autoren nicht anders erwartet werden kann, müssen zunächst Nachfrage- und Angebotsfunktionen kontruiert werden.

Die Patienten werden als Preisnehmer angesehen. Ihre Verhaltensweise wird beschrieben durch eine Nachfragefunktion, die die Menge der pro Kopf nachgefragten ärztlichen Leistungen abhängig sieht von

- dem Preis der ärztlichen Leistungen
(mit Berücksichtigung von Versicherungen)

¹ Siehe: M. S. Feldstein, "The Rising Price of Physicians' Services," The Review of Economics and Statistics, vol. LII (1970), 121 - 133.

- den Preisen anderer Güter,
- dem individuellen Einkommen,
- relevanten demographischen Faktoren,
- dem Pro-Kopf-Angebot öffentlich zur Verfügung gestellter medizinischer Dienste u. ä.¹

Bei der Angebotsfunktion werden außer dem Preis folgende drei Hauptfaktoren als bestimmend angesehen:

- die Kosten der Leistung pro Einheit (welche ihrerseits maßgeblich beeinflußt sind von Preis und Menge des eingesetzten Personals und vom technischen Fortschritt),
- der "relativen Signifikanz" (Grenznutzen) des Nettoeinkommens aus privater Praxis (die abhängig ist von den Lebenshaltungskosten, von dem Einkommen der ärztlichen Referenzgruppe -- von Feldstein gemessen durch das 95. (!) Perzentil der Verteilung der Haushaltseinkommen -- und von ärztlichen Einkommen aus Teilzeitbeschäftigung mit öffentlicher Bezahlung);
- die Verfügbarkeit von "interessanten Fällen" (in etwa erfaßbar durch die Arztdichte, demographische, morbiditätsbestimmende Variablen und die Menge konkurrierender medizinischer Leistungen, gemessen durch den Anteil öffentlicher medizinischer Dienste pro Kopf).

Zur Vervollständigung der Angaben zum ärztlichen Angebotsverhalten werden insgesamt vier Methoden der ärztlichen Preisfindung entworfen und geprüft:

¹ Ibid., 121.

- (1) die Preise werden dergestalt adjustiert, daß sich Angebot und Nachfrage jährlich ausgleichen;
- (2) die Preise bewegen sich mit einem lag in Richtung auf den Gleichgewichtspreis;
- (3) die Preissteigerungsrate ist positiv abhängig vom Betrag der Überschußnachfrage;
- (4) die Ärzte setzen die Preise und die Mengen so, daß Überschußnachfrage erhalten bleibt -- und dies in kurzer und in langer Sicht.¹

Ohne auf Analysedetails und die Kritik einzugehen,² seien hier die Ergebnisse in drei Punkten zusammengefaßt, die Feldstein selbst als die Essentials hervorhebt: Die Studie bietet Anhaltspunkte dafür, daß es eine permanente Überschußnachfrage nach ärztlichen Leistungen gibt; es läßt sich weder ein Marshallianischer noch ein Walrasianischer Preisanpassungsprozeß zur Beseitigung dieser Überschußnachfrage identifizieren. Steigende Zahlungsbereitschaft der Konsumenten, sei sie nun verursacht durch höhere Einkommen oder eine umfassendere Versicherung gegen Arztkosten, läßt die Honorare

¹ Ibid., 122.

² Bezüglich der Kritik siehe: D.M.Brown, H.E.Lapan, "The Rising Price of Physicians' Services: A Comment," The Review of Economics and Statistics (Feb. 1972) und zur Klärung der Diskussion: Brown, Feldstein, Lapan, "The Rising Price of Physicians' Services: A Clarification," The Review of Economics and Statistics, vol. LVI (1974), 396 - 398.

ansteigen. Dadurch wird mehr als ein Drittel der potentiellen Verbesserung der ärztlichen Versorgung durch bessere Versicherungsleistungen von höheren Arzthonoraren aufgezehrt und bleibt damit ohne Wirkung für den Konsumenten. Es zeigt sich ferner, daß mit generell ansteigenden Honoraren eine Einschränkung der ärztlichen Leistungen (bezogen auf den einzelnen Arzt) einhergeht.¹

Kurz: die Überschußnachfrage gibt den Ärzten breite Entscheidungsfreiheit zur Variation ihrer Preise und der Menge der von ihnen angebotenen Leistungen. Was Kessel für die Marktstruktur behauptet und anhand institutioneller Angaben belegt hat, kann Feldstein für das Marktergebnis mit Zeitreihendaten bestätigen.

¹ Siehe: M. S. Feldstein, "The Rising Price of Physicians' Services: A Reply," The Review of Economics and Statistics, vol. 54 (1972), 105 - 107, hier: 105.

b.) Der Ansatz von Newhouse

(1) Die Modelle

Auch Newhouse befaßt sich mit der Frage, ob Ärzte Monopolisten seien oder in Konkurrenzbeziehung zueinander stünden.

Nun ist es auf den ersten Blick nicht leicht, monopolistische Märkte dort zu behaupten, wo ganz offensichtlich eine Vielzahl von Anbietern tätig ist. Deswegen hatten Kessel¹ und Rayack² den Weg beschritten, den Markt nach medizinischen Leistungen auf das Vorhandensein eines Kollektivmonopols hin zu überprüfen. Newhouse befaßt sich unter dem gleichen Stichwort mit einer vollkommen anderen Frage: für ihn hat der einzelne Arzt auch dann ein Monopol, wenn er nur einer von vielen in einem Bezirk ist; das Charakteristische für seine monopoloiden Stellung ist eine Kreuzpreiselastizität der Nachfrage von (nahe) null.³

¹ Reuben A. Kessel, "Price Discrimination in Medicine," Journal of Law and Economics, Oct. 1958, 20-53

² Elton Rayack, Professional Power and American Medicine: The Economics of the American Medical Association (New York, 1967)

³ Frech, H.E.(III), Ginsburg, Paul B., "Physician Pricing: Monopolistic or competitive: Comment," Southern Economic Journal, vol.38 (1971/72), 573-7

Während bei vollständiger Konkurrenz der einzelne Wettbewerber die Folgen für seine Preissenkung ganz auf die Konkurrenten abwälzen kann -- sie erleiden die entsprechende Absatzeinbuße -- muß der Monopolist die Folgen der Preissenkung selbst tragen: der Grenzertrag ist stets niedriger als der Preis.

Üblicherweise wird unterstellt, die Nachfragekurve, der sich der Monopolist gegenüber sieht, falle -- d.h. ein höherer Absatz lasse sich nur durch einen sinkenden Preis erreichen. Die Steigung der Nachfragekurve wird davon abhängen, inwieweit andere Güter als das monopolistisch angebotene dieses zu substituieren vermögen.

Die Nachfrage wird als eine Funktion des Preises des jeweils betrachteten Gutes, der anderen Güter und des Einkommens der Konsumenten, gegebenenfalls auch noch einiger anderer Einflußfaktoren angesehen:

$$(1) \quad x_{ni} = x_{ni}(p_1 \dots p_i \dots p_n, E).$$

Die üblichen Darstellungen einer Nachfragekurve betrachten nur nachgefragte Menge eines Gutes und den entsprechenden Preis:

$$(2) \quad x_{ni} = x_{ni}(\bar{p}_1 \dots \bar{p}_{i-1}, p_i, \bar{p}_{i+1} \dots \bar{p}_n, \bar{E}).$$

Eine Nachfragekurve für die Menge eines Gutes i in Abhängigkeit vom Preis eines Gutes $j \neq i$ wird

selten konstruiert:

$$(3) \quad X_{ni} = X_{ni}(\bar{p}_1 \dots \bar{p}_{j-1}, p_j, \bar{p}_{j+1} \dots \bar{p}_n, \bar{E}),$$

sondern findet sich implizit in einer Angabe der Kreuzpreiselastizität.

Von der Nachfragefunktion (3) kann man normalerweise (substitutionale Güter) eine positive Steigung (mithin eine positive Kreuzpreiselastizität) erwarten. Die Elastizität wird ferner einen umso größeren Betrag aufweisen, je eher die betrachteten Güter als identisch betrachtet werden können.¹ Eine negative Kreuzpreiselastizität wird man bei komplementären Gütern erwarten.² Da man sich für fast jedes Gut eine Kette von Substitutionsgütern vorstellen kann, kommt es bei der Feststellung einer monopolistischen Situation jeweils auf die Stärke dieses substitutionalen Zusammenhangs an -- dafür ist die Kreuzpreiselastizität ein geeigneter Maßstab.

Auf dem Markt für medizinische Güter ist es nach Newhouse besonders die Unkenntnis der Konsumenten, die ein signifikant-monopolistisches Element in die Preisbildung der Ärzte hineinträgt. Diese könne auch kaum aufgehoben werden, da Werbung als standeswidrig angesehen werde und ärztliche Dienste nicht regelmäßig in Anspruch

¹ George J. Stigler, The Theory of Price (New York, London, 1968), 31

² Ibid., 33

genommen werden. Verminderte Transparenz gilt besonders für die Preise ärztlicher Leistungen.¹

Es ist daher wohl angemessen, von einer niedrigen Kreuzpreiselastizität auszugehen. Für diese Annahme spricht auch, daß oft in Ermangelung eines besseren Maßstabes der Preis als Qualitätsindikator angesehen wird -- ein niedriges Honorar, das gleichzeitig Ausdruck schlechter Leistungen sein könnte, dürfte also kaum ein Anreiz sein, zu dem entsprechenden Arzt überzuwechseln.

Wenn der Preis im Allokationsmechanismus der Nachfrage eine derart geringe Rolle spielt, so fragt sich, was denn an seiner Stelle die Nachfrage lenkt. Newhouse nennt hier die Zeit, die jemand in einer Warteschlange zubringt.² Jedenfalls lautet die Hypothese von Newhouse:

Our hypothesis, therefore, is that the market for physicians' services is monopolistic, although we do not attempt to distinguish simple and discriminating monopoly.³

Er unterscheidet zwei Modelle, die unterschiedliche Schlüsse auf die Realität erlauben sollen:

¹ Joseph P. Newhouse, "A Model of Physician Pricing," Southern Economic Journal, vol. 37 (1970/71), 174-83, hier: 175

² Ibid.

³ Ibid.

Modell I: Die ärztliche Praxis als Monopolunternehmen

Es sei die Nachfragefunktion gegeben mit:

$$(1) \quad q_d = a - bp + cy \quad ;$$

einen Zufallsterm e , der auf der rechten Seite ergänzend hinzuzufügen wäre, lassen wir mit Newhouse vereinfachend weg. Mit dieser Nachfragefunktion und gegebenen Grenzkosten $dk/dx = d$ können wir den gewinnmaximalen Preis und die gewinnmaximale Menge folgendermaßen bestimmen:

Der Gewinn G ist die Differenz aus Umsatz U und Kosten K :

$$G = U - K.$$

Für (1) kann man auch schreiben:

$$p = (a + cy - q)/b \quad .$$

Der Gewinn ist dann:

$$G = (a + cy - q)q/b - K \quad .$$

Differentiation nach der Menge ergibt:

$$\frac{dG}{dx} = (a + cy - 2q)/b - d \quad .$$

Den Grenzgewinn gleich Null gesetzt und nach der Menge aufgelöst, ergibt sich als gewinnmaximale Menge:

$$a/b + cy/b - d = 2q/b$$

$$q = \frac{1}{2} (a + cy - bd) .$$

Zusammen mit (1) kann man daraus den gewinnmaximalen Preis errechnen:

$$\frac{1}{2} (a + cy - bd) = a - bd + cy$$

$$bp = a/2 + cy/2 + bd/2$$

$$(2) \quad p = (a + cy + bd)/2b .$$

Newhouse verwendet in seinem Modell I die Gleichungen (1) und (2), die ein nicht-diskriminierendes Monopol bezeichnen.

In Modell I gibt es keine Variable, die die Anzahl der Ärzte behandelt. Dies, so sagt Newhouse, sei eine Konsequenz der Annahme, daß jeder Arzt ein Monopolist sei.¹

Dies erscheint zunächst plausibel, da dadurch ja nur die Tatsache ausgedrückt ist, daß die Monopolstellung auf den individuellen Präferenzen für einen bestimmten Arzt beruht. Dennoch sind die Konsequenzen der Annahmen unrealistisch, denn auch der monopolistische Arzt wird die Anzahl der mit ihm in einem Bezirk praktizierenden Ärzte zu spüren bekommen -- auch wenn der Verteilungsmechanismus der Patienten auf die Ärzte wegen der angenommenen niedrigen Kreuzpreiselastizität nicht über den Preis laufen kann. Aber Newhouse selbst hat ja

¹ Ibid., 177

den oben schon angeführten Warteschlangenmechanismus genannt.

Eine sorgfältige Beachtung des Einflusses, der von der Anzahl der praktizierenden Ärzte in einem Bezirk ausgeht, ist auch schon insofern wichtig, als diese Variable in der Newhouseschen Argumentation eine zentrale Rolle einnimmt.

Modell II: Wettbewerb zwischen ärztlichen Praxen

Das zweite Modell von Newhouse bezeichnet eine Wettbewerbssituation zwischen Ärzten, die dadurch zustandekommt, daß die Konsumenten trotz mancher Hindernisse für eine spürbare Markttransparenz doch auf unterschiedliche Preise reagieren.

Im Gegensatz zum Monopol muß man unter Wettbewerbsbedingungen von einer Angebotskurve ausgehen. Diese habe die Form:

$$(3) \quad q_s = f + gp + hn + u \quad .$$

Darin sind f , g und h Konstante. n bezeichnet die Arztdichte, p den Preis der medizinischen Leistungen. u ist ein Zufallsterm.

Nun könnte n seinerseits weiterverfolgt werden: dies wäre allein schon wichtig für die Erklärung der unterschiedlichen Arztdichten in Stadt und Land, relativ wohlhabenden und ärmeren Stadtteilen etc.; n könnte auch, darauf

weist Newhouse selbst hin, als abhängig von der Nachfrage q_d in einem Bezirk angesehen werden. Dies würde dann allerdings zu wechselseitiger Determination der Variablen und zu Identifikationsproblemen führen. Statt dessen geht Newhouse den sicherlich nicht ganz befriedigenden, aber immerhin einen ersten Schritt ermöglichenden Weg, n als exogene Variable zu betrachten. Er rechtfertigt dies damit, daß die neu zugelassenen Ärzte und nicht eventuell mobile bereits zugelassene Ärzte n entscheidend bestimmen.

Dieses Vorgehen kann aus der Literatur über Mobilitätshemmnisse bei freien Berufen theoretisch gestützt werden.

Gleichung (4) bezeichnet die Bedingung des Marktgleichgewichtes:

$$(4) \quad q_s = q_d .$$

Gleichungen (1), (3) und (4) ergeben als Gleichgewichtspreis:

$$\begin{aligned} a - bp + cy + e &= f + gp + hn + u \\ a - f + cy - hn + e - u &= p(g + b) \end{aligned}$$

$$(5) \quad p = (a - f + cy - hn + e - u) / (g + b) .$$

Die partielle Ableitung von (5) nach y ergibt:

$$\frac{\partial p}{\partial y} = c / (g + b) .$$

Wenn Newhouse nun behauptet, bei einer positiven und ansteigenden Angebotskurve sei $\partial p / \partial y$ als

positiv anzunehmen, so stützt sich dies offensichtlich neben $0 < (g + b)$ auch auf die Annahme, c sei positiv, d.h. die nachgefragte Menge der Gesundheitsgüter sei mit dem Einkommen positiv korreliert.

Die partielle Ableitung von (5) nach der Zahl der Ärzte in einem Bezirk ist

$$\frac{\partial p}{\partial n} = -h/(g + b) .$$

Für ein mit der Zahl der Ärzte in einem Bezirk positiv korreliertes Angebot an ärztlichen Leistungen ergibt sich bei Zugrundelegung der oben bereits gemachten Annahme $0 < (g + b)$ ein mit der Anzahl der Ärzte negativ korrelierter Preis.¹

Diese letztgenannte Folgerung aus dem Modell II von Newhouse, die zunächst wie eine Möglichkeit aussieht, den monopolistischen von dem Konkurrenzmarkt zu unterscheiden, bildete den Angriffspunkt für die dem Aufsatz folgende Auseinandersetzung mit Frech III und Ginsburg.

Newhouse's Argumentation kann man zunächst wie folgt zusammenfassen: unter den oben gemachten Annahmen gilt für den Konkurrenzfall unter normalen Angebots- und Nachfragebedingungen (d.h. $0 < (g + b)$):

$$\frac{\partial p}{\partial n} < 0 ;$$

¹ Newhouse, op.cit., 177

im Monopolfall dagegen, weil die Variable n in Modell I gar nicht auftritt:

$$\frac{\partial p}{\partial n} = 0 .$$

Während bei Konkurrenz:

$$\frac{\partial p}{\partial y} = \frac{c}{b + g} ,$$

ergibt sich für das Monopol:

$$\frac{\partial p}{\partial y} = \frac{c}{2b} .$$

Da $\partial p / \partial y$ in beiden Fällen als positiv zu erwarten, ein empirisch festzustellender positiver Zusammenhang also konsistent mit beiden Modellen ist, können von daher also keine Argumente erhofft werden, die für das eine und gegen das andere Modell sprechen.¹

(2) Newhouse's Test

Wenn die Modelle von Newhouse tatsächlich Monopol und Konkurrenz zu unterscheiden vermögen, so muß es in einem nächsten Schritt darum gehen, $\partial p / \partial n$ in der Realität zu messen und mit den Folgerungen aus den Modellen auf einem bestimmten Signifikanzniveau zu ver-

¹Frech, Ginsburg, op.cit., 575

gleichen. Dazu zieht er die Preise für "general practitioner office visits" aus dem Jahre 1966 und die Zahl der Allgemeinpraktiker aus demselben Jahr heran. Die Pro-Kopf-Einkommensdaten stammen aus dem Jahre 1965. Preise und Einkommen sind deflationiert.

Da sich nun für den partiellen Korrelationskoeffizienten zwischen n und p ein positiver Wert (von +0.55) einstellt, nach Modell II (Konkurrenz) jedoch ein negativer zu erwarten stand, wird dies als ein Beleg gegen Modell II angesehen. Ein ähnliches, wenn auch schwächeres Ergebnis (+0.13) zeigt sich bei der Anwendung auf den Markt für zahnärztliche Leistungen.

(3) Die Kritik an der Newhouse-Argumentation

Newhouse wollte die Frage, ob Ärzte ihre Preise wie Monopolisten setzen oder wie Wettbewerber als Datum vorfinden, nicht allein von der Marktstruktur her entscheiden, wie das z.B. von Kessel unternommen worden war, sondern durch den Vergleich der Ableitungen aus zwei sich ausschließenden Modellen mit der Realität.

Frech III und Ginsburg wenden dagegen ein, sein Ergebnis sei ein Artefakt; denn er habe in seine beiden Modelle bereits Bedingungen eingebaut, die die Entscheidung schließlich präformieren.

Newhouse hatte aus den Modellen unterschiedliche Reaktionen der Preise für ärztliche Leistungen auf die Anzahl der in einem Bereich praktizierenden Ärzte abgeleitet: Modell I zeigt keinen Zusammenhang der Variablen, Modell II dagegen gestattet es, eine negative Korrelation abzuleiten.

Newhouse' Fehler bei der Modellkonstruktion liegt nach Frech III und Ginsburg in unterschiedlichen Annahmen über den Grenzkostenverlauf: während er in Modell I konstante Grenzkosten unterstelle, seien in Modell II steigende Grenzkosten angenommen. Daher (und nur daher) sei es ihm möglich zu sagen, daß es in seinem Monopolmodell für die Preisgleichung keine Variable für die Anzahl der Ärzte gebe.

Die beiden Kritiker greifen an Modell I (Monopol) folgende Punkte an:

- (1) die Annahme einer Kreuzpreiselastizität von null -- die Autoren würden lieber von einer positiven, endlichen Kreuzpreiselastizität ausgehen;¹
- (2) die Folgerung, bei einer Kreuzpreiselastizität von null berühre die Zahl der Allgemeinpraktiker nicht deren Honorarhöhe;
- (3) die aus Vereinfachungsgründen gemachte Annahme konstanter Grenzkosten im Monopol- aber steigender Grenzkosten im Konkurrenzfall.

Die Autoren können nachweisen, daß bei Unterstellung konstanter Grenzkosten für beide Modelle die Preise von der Zahl der Ärzte automatisch

¹ Frech III, Ginsburg, op.cit., 573, Fußn. 1

unabhängig werden; bei steigenden Grenzkosten werden die beiden Modelle ununterscheidbar, da sie beide zu negativem $\partial p / \partial n$ führen.

Daß nach den Modellen von Newhouse die auf den einzelnen Arzt entfallende Nachfrage von der Anzahl der Ärzte unabhängig sein soll, ist unbefriedigend. Rechtfertigen ließe sich eine solche Annahme allerdings durch folgende Überlegung: in einem abgegrenzten Bezirk seien fünf Ärzte tätig, jeder von ihnen habe eine bestimmte Klientel mit festen Präferenzen. Preisvariationen eines der fünf Ärzte mögen überhaupt keinen Einfluß auf die Nachfrage nach den Leistungen der anderen Ärzte haben, da sie entweder überhaupt nicht wahrgenommen, als Zeichen gleichgerichteter Qualitätsveränderungen interpretiert oder einfach nicht als die individuellen Präferenzen für einen bestimmten Arzt aufwiegend betrachtet werden -- kurz: die Kreuzpreiselastizität ist (nahe bei) null. Wenn wir uns nun vorstellen, ein sechster Arzt eröffne in dem betrachteten Bezirk eine Praxis, dann ist kein Preisverhalten dieses Arztes vorstellbar, dem es gelingen könnte, irgendeinen Nachfrager an sich zu ziehen, wenn das zuvor den alteingesessenen schon nicht gelungen ist. Folglich kann man auf dieser relativ rigiden Grundlage tatsächlich unterstellen, der Einfluß der Anzahl der Ärzte auf die Nachfrage des einzelnen Arztes sei gering.

Nun wurde aber bereits bei der Skizzierung der Anfangssituation eine irgendwie geartete

Verteilung der Nachfrager auf die Ärzte unterstellt, und hier wird es natürlich einen Unterschied machen, ob in demselben Bezirk fünf oder zwanzig Ärzte praktizieren. Wie sich zeigt, ist es die Hypostasierung des Preises für ärztliche Leistungen als einziges vorhandenes Steuerungsinstrument, das zu der Annahme führt, die Anzahl der Ärzte wirke nicht auf die Nachfrage.

Ein Blick auf die Praxis zeigt sehr schnell, daß eine neu eröffnete Praxis oder ein neuer Praxisinhaber vielfältige Anreize bieten, den Arzt zu wechseln: er wird weniger lange Wartezeiten haben, möglicherweise modernere Methoden anwenden, mehr Zeit für eine individuellere Behandlung haben, und es kann auch einfach der Wunsch nach einer Veränderung eine Rolle spielen. Jedenfalls: auch wenn die Nachfrager nicht auf Preissignale der ärztlichen Konkurrenz reagieren, so kann man doch davon ausgehen, daß sie sich auf eine größere Anzahl von Ärzten so verteilen, daß auf den einzelnen Arzt weniger Nachfrage entfällt.

Daher erscheint es sinnvoll, mit Frech III und Ginsburg Gleichung (1) von Newhouse:

$$(1) \quad q_d = a - bp + cy + e$$

umzuformen in:

$$(1^+) \quad q_d = (a - bp + cy + e)/n \quad .$$

Die Annahme konstanter Grenzkosten wurde von Newhouse nicht für realitätsnah gehalten; er hatte sie lediglich eingeführt, weil er hoffte, dadurch seine Argumentation ohne Beeinflussung seiner Ergebnisse vereinfachen zu können.

Er geht sogar selbst bei der Konstruktion der Angebotskurve davon aus, daß es naturgemäß mehr kosten wird, wenn man den Arzt selbst dazu bewegen will, mehr von seiner (immer kostbarer werdenden) Freizeit für die Behandlung zusätzlicher Patienten zu opfern:

Price is included because it may affect the number of hours which the existing stock of physicians is willing to work (either positively or negatively) and it may affect the number of minutes a physician is willing to devote to any individual visit.¹

Wir wollen einstweilen steigende Grenzkosten als realitätsnäher ansehen.² Daher sei als Grenzkostenfunktion angenommen:

$$(2) \quad MC = d + kq_g ,$$

wobei d und k positive Konstanten bezeichnen.

(1) nach dem Preis aufgelöst, ergibt:

$$p = (a + cy - nq_d)/b .$$

¹Newhouse, op.cit., 177.

²Auch hier zeigt sich, daß eine genauere Kenntnis ärztlicher Produktionsprozesse nottut. Für Versuche einer genaueren Sicht dieser Zusammenhänge siehe den Teil über die Produktionsanalyse der ärztlichen Praxis.

Die Umsatzfunktion lautet:

$$U = (aq + cyq - nq^2)/b ;$$

woraus sich durch Ableitung nach q die
Grenzumsatzfunktion ergibt:

$$\frac{dU}{dq} = (a + cy - 2nq)/b .$$

Grenzumsatz und Grenzkosten gleichgesetzt,
ergeben als gewinnmaximale Menge:

$$q_m = (a + cy - bd)/(bk + 2n) .$$

Nach Einsetzen der gewinnmaximalen Menge q_m
in die Nachfragefunktion erhalten wir den
entsprechenden Preis:

$$\begin{aligned} p &= \frac{a + cy}{b} - \frac{n}{b} \cdot \frac{a + cy - bd}{bk + 2n} \\ &= \frac{a + cy}{b} - \frac{(a + cy - bd)n}{b^2k + 2bn} \\ &= \frac{(a + cy)(bk + 2n) - n(a + cy - bd)}{b^2k + 2bn} \\ &= \frac{n(a + cy + bd) + bk(a + cy)}{2nb + b^2k} \end{aligned}$$

Frech III und Ginsburg wollen nun die
Bedingungen angeben, unter denen selbst bei
monopolistischer Marktstruktur die Anzahl n
der Ärzte den Preis p für ihre Leistungen drückt.

Deswegen muß man nun prüfen, wann

$$\partial p / \partial n < 0 \quad .$$

Wir wollen zur Prüfung hier einen etwas anderen Weg beschreiten als die Autoren.

Es sei

$$\begin{aligned} a + cy - bd &= A \\ b^2 k &= D \\ (a + cy)/b &= C \\ 2b &= B \quad , \end{aligned}$$

dann läßt sich der gewinnmaximale Preis umformen zu

$$p = C - \frac{An}{Bn + D} \quad .$$

Die partielle Ableitung nach n ergibt:

$$\begin{aligned} \frac{\partial p}{\partial n} &= - \frac{(Bn + D)A - BAn}{(Bn + D)^2} \\ &= \frac{-AD}{(Bn + D)^2} \quad . \end{aligned}$$

Diese soll negativ sein. Da der Nenner auf jeden Fall positiv ist, kann $\partial p / \partial n$ nur negativ sein, wenn

$$AD > 0 \quad ;$$

also wenn:

$$(a + cy - bd)b^2 k > 0 \quad .$$

Da k oben als positiv angenommen wurde (steigende Grenzkosten), kann man schließlich als Bedingung für negatives $\partial p / \partial n$ angeben:

$$(5) \quad a + cy > bd \quad .$$

Diese Bedingung kann in dem Modell als erfüllt angesehen werden.

Damit gelangt man, und das ist die Quintessenz der Argumentation von Frech III und Ginsburg, im Monopol- wie im Konkurrenzfall zu gleichen Ergebnissen bezüglich des Einflusses der Anzahl der Ärzte auf die Höhe der Preise. Das gleiche läßt sich auch für den Einfluß des Patienteneinkommens auf die Höhe des Preises sagen. Monopol und Konkurrenz werden ununterscheidbar in Hinsicht auf die hier angewendeten Kriterien -- möglicherweise sogar prinzipiell ununterscheidbar!¹

(4) Newhouse's Resümee

Die oben beschriebenen Ergebnisse bergen die Gefahr eines allgemeinen Agnostizismus gegenüber der Marktstruktur in sich. Newhouse und Sloan halten es resümierend gerade in Hinsicht auf sehr wünschenswerte ökonometrische Modelle des Marktes der Gesundheitsleistungen (medical

¹ Frech, Ginsburg, op.cit., 576.

care market) für unglücklich, wenn es nicht gelinge, falsifizierbare Aussagen über die Marktstruktur zu machen.

Wenn im Monopol- wie im Konkurrenzmodell $\partial p / \partial n$ kleiner als null für steigende Grenzkosten und (nahe) null für konstante Grenzkosten ist, dann muß man eben nach anderen Kriterien für Aussagen über die Marktstruktur suchen.¹ Newhouse will die These, daß Ärzte eine deutliche Marktmacht haben, zurückzuführen auf "consumer ignorance", aufrechterhalten. Ein mögliches weiteres Indiz für die Richtigkeit der These sei die große Streuung der für bestimmte Leistungen geforderten Preise -- verglichen mit dem Variationskoeffizienten, der für die Marktpreise von Chevrolets festgestellt werden kann (0.017 in Chicago, 1959) seien die Variationskoeffizienten der Preise ärztlicher Leistungen sehr groß (z.B. für den ersten Besuch eines Allgemeinmediziners in Chicago 0.364). Mit Stigler könne man eine derartige Streuung als eine Manifestation mangelnder Markttransparenz ansehen.² Auf der anderen Seite sei darin aber auch ein Argument gegen die These zu sehen, man habe es mit einem Preiskartell zu tun -- die Preisbildung liege vielmehr schwergewichtig bei dem einzelnen Arzt.

Die oben erwähnte starke positive partielle Korrelation zwischen der Anzahl der Ärzte und den Preisen, die sie fordern, kann weder aus dem Monopol-

¹ Joseph P. Newhouse, Frank A. Sloan, "Physician Pricing: Monopolistic or Competitive: Reply," Southern Economic Journal, vol. 38 (1971/72), pp. 577-80, hier: 577 f.

² Ibid., 578.

noch aus dem Konkurrenzmodell erklärt werden. Für die Politik habe dies die fatale Konsequenz, daß eine Erhöhung der Zahl der Absolventen eines medizinischen Studiums nicht etwa einen senkenden, sondern einen erhöhenden Einfluß auf die Preise für medizinische Leistungen haben. Die Ratlosigkeit Newhouse' angesichts dieses Ergebnisses erstaunt. Denn führt man sich vor Augen, daß die Korrelationsanalyse nie Aussagen über die Kausalität von Beziehungen gestattet, so braucht man nur die Richtung der von Newhouse unterstellten Kausalbeziehung umzukehren und gelangt zu einer Erklärung, die das empirische Ergebnis plausibel machen kann: da unsere Überlegungen und auch die empirischen Befunde einen Preiswettbewerb zwischen Ärzten nahezu ausschließen, ist einsichtig, daß ein durch eine günstige Einkommenslage der Bevölkerung ermöglichtes erhöhtes Preisniveau einen Ärztezustrom auslöst, der seinerseits aber keinen Einfluß auf das Preisniveau haben muß. Denn was sollte ein neuer Arzt, der durch den Wahlstand einer Region angelockt worden ist, dadurch bezwecken, daß er einen niedrigeren Preis verlangt? Bestenfalls würde er bei den Patienten den Verdacht wecken, seine niedrigeren Preise seien Ausdruck einer geringen Qualität seiner Leistungen und er habe es nötig, mit diesem Instrument anderen Ärzten Patienten wegzulocken.

Daß es einen positiven Zusammenhang zwischen erzielbarem Preis für ärztliche Leistungen und der Zahl der Ärzte gibt, zeigt nichts anderes, als daß der offensichtlich geringen Preisempfindlichkeit der Patienten eine hohe der Ärzte gegenübersteht.

Daher sollte man dem Politiker nicht sagen, eine Erhöhung der Arztzahlen inflationiere die Arztpreise, sondern eher: eine erhöhte Anzahl von Ärzten fließt verstärkt in wohlhabende Stadtbezirke ab!¹

(5) Würdigung

Die Entwicklung der Preistheorie für Arztpraxen zeigt schon fast exemplarisch Weg und Probleme von Hypothesenfindung bis hin zum empirischen Test der Theorie.

Wenn man auch am vorläufigen Ende dieses Weges vor dem Ergebnis steht, die anstehende Frage "Monopol oder Konkurrenz?" nicht beantwortet zu haben, ja möglicherweise einsehen muß, daß sie überhaupt nicht zu beantworten sein wird, so sollte man andererseits doch auch die Fülle neuer Fragestellungen sehen, die durch den eingestandenermaßen falsifizierten Ansatz Newhouse' aufgeworfen worden ist. Von daher ist die Unbekümmtheit verständlich, mit der Newhouse die Korrekturen an seinem Ansatz als gerechtfertigt angenommen hat.

In der Kritik von Frech und Ginsburg kann man aber auch eine Rechtfertigung sehen für die hier als sinnvoll erachtete Vorgehensweise, interessante empirische Ergebnisse auch dann vorzustellen, wenn sie sich nicht in ein umfassendes Theoriegebäude einfügen lassen.

¹ Newhouse, op.cit. (...Reply), erwähnt den hier aufgezeigten Erklärungsansatz auf der Seite 579.

Wollte man der dargestellten Diskussion jegliche Bedeutung für bundesrepublikanische Verhältnisse absprechen, weil man in den U.S.A. ganz andere Honorierungsverfahren antreffe, so würde man ohne Not auf eine Fülle wichtiger Hypothesen verzichten, die man problemlos auch bei uns prüfen könnte, und man würde dabei übersehen, daß trotz der überwiegenden Mitgliedschaft in der gesetzlichen Krankenversicherung den privaten Krankenversicherern doch immer noch ein Spielraum bleibt, dessen wirtschaftliche Bedeutung man nicht unterschätzen darf. Und für diesen Bereich sind die Untersuchungen durchaus übertragbar und relevant. Außerdem werden zunehmend Systemmodifikationen in die Diskussion gebracht, die die Frage der Preis- oder Kreuzpreiselastizität virulent werden lassen können: Selbstbehalte, Selbstbeteiligung und Kostenerstattungsprinzip seien erwähnt.

Aber auch im Bereich der gesetzlichen Krankenversicherung werden durch die angeführte Diskussion genügend Fragen aufgeworfen.

Da hierzulande Preise medizinischer Leistungen keine Rolle spielen, wird man "Nachfragefunktionen" für ärztliche Leistungen anders konstruieren müssen, als das bei Newhouse geschehen ist; aber es ist eine allgemeine Erkenntnis, daß über die Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsgütern in der Bundesrepublik viel zuwenig bekannt ist.

Auch hat sich in den U.S.A., wie wir sehen konnten, gezeigt, daß der Preis als Nachfragesteuerungsmittel kaum eine Bedeutung hat -- folglich wird man sich fragen müssen, welche Steuerungsalternativ zum Zuge kommen. Sind es die Wartezeiten? Wenn ja, welche Bedeutung kommt ihnen zu? Welche Rolle spielen Entfernung von der Praxis, technische, räumliche, personelle Ausstattung, Hinweise von Dritten, soziale Schicht etc. beim Wechsel des Arztes?

Wie dargestellt, wurde von Frech und Ginsburg überzeugend nachgewiesen, daß man bei der Modellbildung die Nachfragemenge durch die Anzahl der im betrachteten Bezirk vorhandenen Ärzte ($= n$) dividieren muß. Wenn nach Frech und Ginsburg die Umsatzfunktion lauten muß:

$$U = \frac{aq + cyq - nq^2}{b}$$

dann wird daraus der umsatzmindernde Einfluß von n klar. Dieses n spielt in der Sozialgesetzgebung (Verhältniszahl) und Rechtsprechung (Aufhebung der Zulassungsbeschränkung) ebenso eine bedeutende Rolle wie in der Standespolitik.

Während Newhouse die Frage nach der quantitativen Bedeutung der Größe

$$\frac{\partial P}{\partial n}$$

nicht nur stellen, sondern auch anhand seines empirischen Materials beantworten kann, bleibt

uns zunächst nur, in Anlehnung daran, aber an unser Sozialsystem angepaßt, die Frage, wie groß denn

$$\frac{\partial E}{\partial n} \quad (E = \text{individuelles Einkommen des Arztes})$$

zu stellen.

Der von Newhouse aufgezeigte Zusammenhang daß hohe Preisniveaus mit hohen Medizinerzahlen einhergehen, erweist in der von uns umgekehrten Kausalbeziehung eine geradezu brennende Aktualität: ziehen (und wie stark?) wohlhabende Ortschaften Ärzte an?

Wie fruchtbar die Newhousesche Vorarbeit ist, zeigt auch die Weiterarbeit von Steinwald und Sloan¹, die u.a. den Einfluß der Zahl der Ärzte auf den Preis differenzieren nach Ärzten der gleichen Fachrichtung und solchen einer anderen. Auch hieraus lassen sich für unsere veränderte Fragestellung durchaus interessante Zusammenhänge eruieren.²

¹ B. Steinwald; F. A. Sloan, "Determinants of Physicians' fees," J Bus, Oct. 1974, 493 - 511.

² siehe das folgende Kapitel.

3. Die Erweiterung des Marktergebnisansatzes um sozialökonomische Einflüsse: Die Analyse Steinwalds und Sloans

Die im folgenden darzustellende empirische Arbeit Steinwalds und Sloans über die Determinanten der ärztlichen Honorarhöhe kann als in vielerlei Hinsicht richtungweisend angesehen werden. Zunächst steht sie in der Tradition marktorientierter Analysen, wie sie sich von Kessel über Fein, Feldstein, Newhouse und Frech/Ginsberg verfolgen läßt. Es fällt wie bei allen Arbeiten dieser Art wegen ihrer Fixierung auf Preise, hier: Einzelleistungshonorare, schwer, den Konnex zur ärztlichen Umsatz- oder Einkommenshöhe und zur konkreten Gestalt der jeweiligen Häufigkeitsverteilungen herzustellen, wie sie von Friedman/Kuznets für die 30er Jahre auch in bezug auf Ärzte und Zahnärzte ermittelt wurden.

Andererseits aber ist die hier vorgestellte Preistheorie für von Ärzten angebotene Gesundheitsgüter nicht mehr in die simplen Schemata der ökonomischen Lehrbuchliteratur einzuordnen, die nahezu alle relevanten sozialökonomischen Faktoren in Form der *ceteris-paribus*-Klausel ausblenden. Vielmehr wird die Honorarhöhe in Abhängigkeit von mehreren Einflußbündeln untersucht, deren Bedeutung quantitativ angegeben werden kann.

Von diesem neu gewonnenen Terrain aus ist es nun kein allzu weiter Schritt mehr bis zu

einer aktuellen Untersuchung der Determinanten des ärztlichen Umsatzes und von da aus: des ärztlichen Einkommens. Dazu müßte man die von den Autoren gewählten Faktorenbündel, vielleicht um einige Einflußgrößen erweitert, auch auf die Menge der Leistungen anwenden und schließlich auch die Determinanten der Kosten ergründen.

Steinwald und Sloan¹ wollen die Höhe der Honorare für vier bestimmte ärztliche Verrichtungen durch eine Auswahl von Variablen erklären. Diese Verrichtungen sollen, um Verfälschungen möglichst auszuschließen, relativ häufig vorgenommen werden und verhältnismäßig homogen sein. Diesen Kriterien genügen nach Ansicht der Autoren die folgenden Leistungen:

- follow up office visit,
- follow up hospital visit,
- appendectomy,
- obstetrical delivery (Entbindung).²

Die zur Erklärung der Honorare für diese Leistungen herangezogenen Variablen können in drei Kategorien eingeteilt werden:

- (1) Praxis- und persönliche Kenndaten,
- (2) Patienten- und Gemeinschaftskenngrößen,
- (3) versicherungsbezogene Variablen.

Unter (1) fällt die Variable WAGE, die das Preisniveau für ein Standardbündel der Praxis-

¹ B. Steinwald, F. A. Sloan, "Determinants of Physicians' Fees," The Journal of Business, Oct. 1974, 493 - 511.

² Siehe Ibid., 499.

hilfskräfte erfaßt. Es werden dabei nicht die tatsächlichen Kosten der Praxen erfaßt, weil diese nicht unabhängig vom Output sind und so das Identifikationsproblem aufgeworfen hätten.¹ Es wird angenommen, daß die Ärzte das für sie gegebene Faktorpreisniveau im Honorar weitergeben -- daher wird ein positiver Regressionskoeffizient erwartet.

Die Variable SHAR nimmt den Wert 1 an, wenn mehr als 50% des Einkommens eines Arztes aus Zusammenarbeit und gemeinsamer Abrechnung mit anderen Ärzten stammen. Ein Zusammenhang zwischen dieser dummy-Variablen und dem Honorar kann nur schwer prognostiziert werden: man müßte die gesamte Diskussion um Gemeinschaftspraxen und Praxisgemeinschaften sowie deren ökonomische Rechtfertigung wieder aufgreifen. Ein negativer Regressionskoeffizient könnte einerseits erwartet werden wegen möglicher economies of scale, ein positiver Regressionskoeffizient wäre andererseits denkbar, weil Mitglieder solcher Ärztekoooperationen geneigt sein könnten, weniger zu arbeiten und höhere Honorare zu fordern (wie es von Gegnern der "sozialisierten Medizin" in der Bundesrepublik immer wieder prophezeit wird).

Die Variablen BD und FAC sind wiederum dummy-Variablen, die die Tatsache erfassen,

¹ Ibid.

daß ein Arzt "board certified" ist oder ein "medical school faculty appointment" hat -- beide Variablen geben einen Anhaltspunkt für zusätzliche Qualität der Leistungen, möglicherweise auch zusätzliches Vertrauen der Patienten, welche sich honorarmäßig auswirken könnten. Ob dieser Gesichtspunkt gerade bei den hier untersuchten und bewußt unter dem Kriterium der Homogenität ausgewählten Leistungen eine Rolle spielt, ist fraglich. Trotzdem wird für den zugehörigen Regressionskoeffizienten schon wegen der Rolle der Perzeption dieser Einflüsse durch die Patienten ein positives Vorzeichen erwartet.

Die Variable LIC10 nimmt den Wert 1 an, wenn der Arzt sich an dem Ort, den er bei der Befragung als Standort seiner Praxis angibt, innerhalb der letzten 10 Jahre niedergelassen hat. Welches Vorzeichen des Regressionskoeffizienten hier zu erwarten ist, kann nicht angegeben werden, da neu zugegangene Ärzte sich am lokalen Markt erst etablieren müssen und daher dazu neigen könnten, niedrig zu liquidieren; andererseits könnten sie auf dem Standpunkt stehen, ihr moderner Wissensstand berechtige ein höheres Honorar.

Den Einfluß des Alters der Ärzte berücksichtigen die Variablen AGE55 und AGE65. Auch hier sind sowohl ein honorarmindernder, durch gesunkene Leistungsfähigkeit, als auch ein erhöhender Einfluß, durch den Einsatz des Honorars als Rationierungsmittel für den stetigen Rückzug aus dem Arbeitsleben, denkbar. Damit ist die Skizze der Einflußkategorie (1) abgeschlossen.

In Kategorie (2) geben YGT15 und YLT5 die Prozentsätze der Patienten des jeweils erfaßten Arztes an, die sich über 15 000 \$ beziehungsweise unter 5 000 \$ Jahreseinkommen befinden. Verständlicherweise wird man für YGT15 einen positiven und für YLT5 einen negativen Regressionskoeffizienten unterstellen.

Der Prozentsatz der Patienten, die älter als 65 Jahre sind, wird durch die Variable PAT65 erfaßt. Da fast alle in diese Kategorie fallenden Menschen über Medicare versichert sind und die Versicherung gegen die Aufwendungen für ärztliche Leistungen zumindest keinen die Nachfrage vermindernenden Effekt hat, wird mit einem positiven Regressionskoeffizienten gerechnet.

Die Verhältnisse auf der Angebotsseite des Marktes für ärztliche Leistungen versuchen die Variablen MDPOP1 und MDPOP2 näher zu erfassen; erstere gibt die Anzahl der Ärzte gleicher Fachrichtung auf 1000 der Bevölkerung in der jeweiligen Region an, letztere die gleiche Verhältniszahl für die Ärzte anderer Fachrichtungen. Mittels dieser Variablen versprechen sich die Autoren weitere Aufschlüsse zu der Diskussion zwischen Newhouse und Frech/Ginsberg. Gerade die Arbeit von Newhouse hatte ja eine positive Korrelation zwischen der Arztdichte und dem Honorar ergeben; daraus war dann geschlossen worden, Ärzte setzten ihre Honorare so, daß sie ein bestimmtes

anteilmäßiges Einkommen (target income) halten. Dies wiederum konnte als eine monopolioide Marktsituation gedeutet werden. Die vorliegende Untersuchung unterscheidet sich von der genannten insbesondere dadurch, daß sie nach Facharztgruppen unterscheidet, so daß eventuell auftretende Substitutionseffekte berücksichtigt werden können. Steinwald und Sloan erwarten, daß die Kreuzpreiselastizität innerhalb einer Facharztgruppe größer sei als die zwischen dieser Facharztgruppe und anderen. Für MDPOP1 wird daher ein negativer Koeffizient unterstellt. Für MDPOP2 dagegen ist ein positiver Regressionskoeffizient zu erwarten, da die jeweils betrachtete Facharztgruppe durch die Überweisungen anderer profitieren könnte.

Die durch die Einflußkategorie (3) erfaßten versicherungsabhängigen Einflußvariablen sind sehr speziell zugeschnitten auf die nordamerikanische Versicherungslandschaft. Mit Rücksicht auf die Relevanz der hier vorgestellten Untersuchungen für die Hypothesenfindung zum Gesundheitswesen der Bundesrepublik Deutschland wollen wir darauf nicht näher eingehen.

Wir können hier die Ergebnisse der Untersuchung, die bei Steinwald und Sloan vor allem aus den Tabellen 1 und 2 zu entnehmen sind,¹ nur in einer Auswahl wieder-

¹ Ibid., 504 und 506.

geben.

Interessanterweise sind die (linearen) Zusammenhänge zwischen Honoraren und den Eigenschaften der Patientengruppen enger als die zwischen Honorar und der ersten Einflußkategorie, d.h. den Praxiseigenschaften und den personellen Gegebenheiten.

Von allen erklärenden Variablen hat die der personellen Hilfsdienste (WAGE) die höchste Signifikanz und den stärksten Einfluß auf die Arzthonorare. Der Regressionskoeffizient hat, wie erwartet, ein positives Vorzeichen.

Der Koeffizient für SHAR ist in der Mehrzahl der Fälle negativ; auch wenn eine durchgängige Entwicklung selbst bei der Einfügung zusätzlicher dummy-Variabler nicht festgestellt werden kann, so ist doch interessant, daß bei Gruppenpraxen (aus welchen Gründen auch immer) ceteris paribus niedrigere Honorare gefordert werden.

Der Einfluß der genannten Qualitätsvariablen (BD und FAC) stellt sich als uneinheitlich und nirgendwo signifikant heraus. Dafür führen die Autoren zwei Gründe an: consumer ignorance und Beeinflussung des Leistungsbündels statt des Einzelleistungshonorars durch die Ausbildungsqualität.

Auch das Alter des Arztes hat auf die Honorarhöhe einen uneinheitlichen und selten

signifikanten Einfluß. Das gilt sogar für die Honorare der über 65-jährigen Ärzte.

Bezüglich der Einflußkategorie (2) verdienen folgende Ergebnisse hervorgehoben zu werden: der Einfluß, der von den Patienteneinkommen auf die Honorarhöhe ausgeht, ist so wie erwartet wurde: höhere Einkommen gestatten höhere Honorare. Allerdings gibt es Unterschiede zwischen den Fachrichtungen: bei den Internisten ist der Einfluß der Einkommensparameter doppelt so stark wie bei den Allgemeinpraktikern. Auch die erwartete Abhängigkeit der Honorarhöhe von der Altersstruktur der Klientel ist vorhanden und bei den Allgemeinärzten relativ deutlich: die Tatsache der Versicherung der über 65-jährigen Patienten wirkt sich insgesamt honorarerhöhend aus.

Bei dem Einfluß der Variablen MDPOP1 und MDPOP2 muß man zwischen Allgemeinärzten und Spezialisten unterscheiden.

Bezüglich ersterer ist der Koeffizient von MDPOP1 tatsächlich in den meisten Fällen negativ und absolut größer als der von MDPOP2, der sich in allen Fällen als positiv erweist. Dies bedeutet: eine größere Arztdichte hat für Allgemeinmediziner in den U.S.A. meist die Folge, daß sie ihre Honorarforderung senken (müssen). Eine größere Arztdichte in anderen Fachbereichen dagegen läßt die eigene Honorarhöhe nicht sinken, im Gegenteil: sie wirkt

sich (wenn auch in Absolutbeträgen schwächer) honorarerhöhend aus. Daß hierfür der Mechanismus der Überweisung nicht gut verantwortlich gemacht werden kann, da dieser in der Regel wohl vom Allgemeinpraktiker zum Spezialisten läuft, wird von den Autoren leider nicht diskutiert. Nach einer Erklärung dieses Phänomens wäre also gerade in bezug auf general practitioners noch zu suchen.

Bei den Fachärzten gibt es den honorarmindernden Effekt durch eine höhere Arztdichte des gleichen Fachgebietes interessanterweise nicht: der Regressionskoeffizient für MDPOP1 und der für MDPOP2 sind beide positiv -- wobei hier die Erklärung für letzteren keine Schwierigkeiten bereitet, aber der honorarerhöhende Einfluß einer größeren Arztdichte in der gleichen Fachrichtung genauerer Erklärung bedürfte. Der Hinweis der Autoren auf Warteschlangenphänomene jedenfalls erscheint unbefriedigend.¹

¹ Ibid., 508.

VII. DIE PERSONELLE UMSATZ- UND EINKOMMENS-
VERTEILUNG DER NIEDERGELASSENEN ÄRZTE IN DER
BUNDESREPUBLIK DEUTSCHLAND IM LICHT
DER DARGESTELLTEN THEORIEN

Nachdem wir in den Kapiteln III. bis VI. Theorieansätze gesichtet haben, die für eine Erklärung der in Kapitel II. gezeigten Häufigkeitsverteilung herangezogen werden könnten, wenden wir uns nun dem Markt für ärztliche Leistungen in der Bundesrepublik zu. Dabei werden wir den in Kapitel III. vorgestellten stochastischen Ansätzen solche Erklärungsversuche vorziehen, die mit sozial-ökonomischen Variablen arbeiten.

Die oben skizzierten Hypothesen und Tests können für die Bundesrepublik nicht in gleicher Ausführlichkeit und Differenziert-heit nachvollzogen werden, schon weil das entsprechende Datenmaterial entweder nicht vorhanden oder anders strukturiert ist. Eine mechanische Übertragung der Hypothesen verbietet sich wegen unterschiedlicher Gesundheitssysteme ohnehin.

Im übrigen aber werden die Analysen des vorliegenden Kapitels zeigen, daß man mit dem für die Bundesrepublik verfügbaren Datenmaterial Ergebnisse erzielen kann, die sich von den oben dargestellten, manchmal recht farblosen preistheoretischen Erörterungen der amerikanischen Literatur teilweise durchaus positiv abheben.

1. Die Struktur des Marktes für ärztliche Leistungen in der Bundesrepublik Deutschland

Vorhandene Aussagen zur Marktform in dem hier interessierenden Objektbereich sind sehr wenig konkret: Böge, der, der traditionellen Marktformenlehre folgend, nach der Kriterien der Zahl der Marktteilnehmer und der Homogenität der Güter unterscheidet, meint, es ließen sich "vom heterogenen Polypol in Großstädten über weite und enge Oligopole bis zum Leistungs- und Spezialisierungsmonopol beziehungsweise räumlichen Monopol sämtliche Marktformen"¹ feststellen. Insofern das Marktformenkonzept nur eine geringe Anzahl wichtiger Marktinformationen einbezieht, hat es nur eine eingeschränkte Fruchtbarkeit; das im angelsächsischen Sprachraum verwendete Konzept der "market structure" dagegen erscheint uns aussagefähiger -- schon weil es als wesentliche Marktcharakteristika

- die Größenverteilung der Anbieter,
- die Größenverteilung der Abnehmer,
- Zutrittsbeschränkungen,
- Produktdifferenzierung,
- Grad der vertikalen Integration

und daneben Faktorintensität, Nachfragestabilität, räumliche Verteilung etc. berücksichtigt.² Aus diesem Grunde ist in dem vorliegenden Abschnitt ebenso wie in dem die Theorieansätze darstellenden

¹ U. Böge, Kassenpraxis und Privatpraxis. Eine wirtschaftswissenschaftliche Studie über freiberufliche ärztliche Leistungen (Berlin, 1973), 33.

² Siehe: Stichwort "Market Structure" in: G. Bannock, R. E. Baxter, R. Rees, A Dictionary of Economics (Harmondsworth, 1972).

Teil von Marktstruktur die Rede.

In der oben dargestellten Arbeit Kessels zur Preisdiskriminierung durch U.S.-Mediziner wird versucht, bestimmte ärztliche Verhaltensweisen auf das Streben nach Erhaltung einer Monopolgewinne ermöglichenden Marktstruktur zurückzuführen. Von entscheidender Bedeutung waren dabei Wettbewerbsbeschränkungen. Solche lassen sich auch für den Markt ärztlicher Leistungen in der Bundesrepublik finden. Böge ¹ nennt:

1. eine verbindliche Gebührenordnung,
2. eine anerkannte Berufsordnung,
3. eine straffe Standesorganisation,
4. eine Behinderung des Markteintritts und
5. die Passivität der Nachfrage und die fehlende Transparenz des Angebots.

Wie in dem entsprechenden Abschnitt vorliegender Arbeit bereits ausgeführt wurde, kann Preisdifferenzierung auf verschiedene Beweggründe zurückgeführt werden -- die Erzielung von Monopolgewinnen ist dabei einer unter vielen. Preisdifferenzierung als Ausdruck des Strebens nach maximalem Gewinn ist, worauf Thiemeyer hingewiesen hat,² besonders bei gemeinwirtschaftlichen Unternehmen eine zu enge Sicht möglicher Unternehmensziele und - verhaltensweisen:

Horizontale Preisdifferenzierung bietet sich vor allem beim Verfolgen sozialpolitischer (verteilungspolitischer) Ziele an... Beispielsweise

¹ Siehe U. Böge, op.cit., 34.

² Siehe T. Thiemeyer, Wirtschaftslehre Öffentlicher Betriebe (Reinbek, 1975), 208 f.

können unter der finanzwirtschaftlichen Nebenbedingung der Eigenwirtschaftlichkeit defizitäre Leistungen an weniger zahlungsfähige Schichten ... durch Überschüsse auf anderen Teilmärkten finanziert werden: Das ist ein Fall der internen Subventionierung.¹

Allerdings stehen bei gemeinwirtschaftlichen Unternehmen diesen preispolitischen Möglichkeiten, die zunächst ja den Mißbrauch nicht ausschließen, bestimmte Bindungen gegenüber:

- bei den freigemeinwirtschaftlichen Unternehmen ein institutionell festgelegter "Sinn", der sie auf die Verfolgung der Interessen einer übergeordneten Gesamtheit verpflichtet,
- bei öffentlichen Unternehmen können diese Bindungen in Grenzen als durch die Trägerschaft gewährleistet angesehen werden,
- bei öffentlich gebundenen Unternehmen wird ansonsten privatwirtschaftlich disponierenden Einzelwirtschaften durch die Gesetzgebung bezüglich bestimmter Betriebsprozesse bezüglich gemeinwirtschaftliches Handeln auferlegt.²

Mangelnden Wettbewerb oder gar die Monopolstellung eines Unternehmens zu konstatieren, kann noch nicht ausreichen -- man wird zu prüfen haben, ob (und wenn ja, welche) Bindungen dieser wirtschaftlichen Machtposition gegenüberstehen. In diesem Sinne wollen wir im folgenden verfahren.

¹ Ibid., 208, 209.

² Siehe zu letztgenanntem Punkt als neuere Arbeit die gekürzte und aktualisierte Fassung eines Aufsatzes aus dem Archiv für öffentliche und freigemeinwirtschaftliche Unternehmen, Bd. 4 (1958): G. v. Eynern, Gemeinwirtschaftliche Bindung von Unternehmen. Schriftenreihe Gemeinwirtschaft, Nr. 17 (Frankfurt/M., Köln, 1975).

Wenn wir hier von den vorläufig aus dem Feld geschlagenen gewerblichen Einrichtungen, die Vorsorge- und Diagnoseleistungen auf hohem technisch-wissenschaftlichen Stand verkaufen wollten, absehen,¹ dann kann man die drei folgenden potentiellen Konkurrenten eines niedergelassenen Arztes unterscheiden:

- Krankenhausambulanzen,
- niederlassungswillige Ärzte und vorgelagert: Abiturienten, die ein medizinisches Studium anstreben, und
- andere, bereits niedergelassene Ärzte.

Es wird sich zeigen, daß man, weil alle diese "Konkurrenten" nicht, oder nur ärztlicherseits gesteuert, zum Zuge kommen, auch in der Bundesrepublik Ärzte mit einigem Recht als Monopolisten ansehen darf.

a.) Behinderungen des Markteintritts

(1) Krankenhausambulanzen

Die ambulante Behandlung obliegt in der Bundesrepublik Deutschland allein den niedergelassenen Ärzten -- Krankenhausambulanzen sind nach verbreiteter Auffassung² lediglich den Uni-

¹ Dazu H.-U. Deppe, "Strukturwandel der ärztlichen Praxis. Ein Beitrag zur Soziologie medizinischer Institutionen," Blätter f. deutsche u. internationale Politik, 17. Jg. (1972), 324 - 338.

² Die Auffassung wird aus dem Sicherstellungsauftrag des §368n, Abs. 1, Satz 1 abgeleitet, in dem es heißt: "Die Kassenärztlichen Vereinigungen und die Kassenärztlichen Bundesvereinigungen haben die ... den Krankenkassen obliegende ärztliche Versorgung sicherzustellen und den Krankenkassen und ihren Verbänden gegenüber die Gewähr dafür zu übernehmen, daß die kassenärzt-

versitätskliniken gestattet. Sehr nachdrücklich wird dieser Standpunkt von der Bundesärztekammer vertreten -- wobei einerseits funktionale Gesichtspunkte in die Debatte geführt werden, andererseits aber auch status quo-orientierte allgemein ordnungspolitische Argumente, die hinter einem vorgeschobenen Patienteninteresse nur schlecht die Furcht vor der Konkurrenz durch das Krankenhaus als Institution verbergen können. So verlautete auf dem 66. Deutschen Ärztetag anlässlich eines Vorschlags der Deutschen Krankenhausgesellschaft und der kommunalen Spitzenverbände zur Einbeziehung des Krankenhauses in die ambulante Versorgung, eine solche Maßnahme ersetze die individuelle Leistung des frei gewählten niedergelassenen Arztes durch eine unpersönliche Institutsbehandlung; wer solches fordere, achte den Wert des Vertrauensverhältnisses zwischen Arzt und Patient gering.¹ Da nicht einzusehen ist, warum die Freiheit der Arztwahl, die in Bezug auf die niedergelassenen Ärzte als konstitutiv für unser Gesundheitssystem angesehen wird, sich in eine Gefahr umkehren soll, wenn man sie ausdehnt (nämlich auf die Krankenhausärzte), und warum das für alles ärztliche Handeln wichtige Vertrauens-

liche Versorgung den gesetzlichen und vertraglichen Erfordernissen entspricht." -- Dabei wird der Passus stillschweigend so interpretiert, als würde er von einem "Nur ..." oder "Ausschließlich ..." eingeleitet. Nur so wird das Krankenhaus als Institution (nicht aber der einzelne leitende Krankenhausarzt) von der kassenärztlichen Versorgung ausgeschlossen.

¹ Die Standpunkte werden referiert in einer Urteilsbegründung des Bundesverfassungsgerichts: Entscheidung vom 23. 7. 1963, in Entscheidungen des Bundesverfassungsgerichts, 16. Bd. (1964), 286 - 304, hier: 303.

verhältnis zwischen Arzt und Patient bei Krankenhausärzten nicht gegeben sein soll, dürften wohl andere Motive hinter der Argumentation vermutet werden.

Nachdem der o.g. umstrittene Vorschlag im Mai 1974 in einer Empfehlungsvereinbarung zwischen den Bundesverbänden der Krankenkassen und der Deutschen Krankenhausgesellschaft wieder aufgenommen und präzisiert worden war, mußte sich die Ärzteschaft erneut damit auseinandersetzen. Neben sachlichen Erwägungen, ob dadurch tatsächlich eine abschwächende Wirkung auf die Kostenentwicklung zu erzielen sei,¹ heißt es in den Stellungnahmen auch:

Als eine der gefährlichsten Entwicklungen im Bereich der Gesundheits- und Sozialpolitik sieht die Bundesärztekammer die Bestrebungen an, die Krankenhäuser als Institution in die vorstationäre Diagnostik und die nachstationäre Behandlung einzuschalten. Die Realisierung einer solchen Forderung wäre als ein Systemwechsel im deutschen Gesundheitswesen anzusehen und kann daher nur auf den nachhaltigen Widerstand aller Betroffenen stoßen.²

Auch hier finden wir wieder die nicht weiter begründete Betonung der Vorzüge des gegebenen Ordnungsgefüges -- freilich ohne zu sagen, daß der

¹ Siehe: o.V., "Falsches Rezept gegen die 'Kostenexplosion'," Deutsches Ärzteblatt, 72. Jg. (1975), 937 - 951.

² "Tätigkeitsbericht der Bundesärztekammer 1974/75 dem 78. Deutschen Ärztetag vorgelegt von Vorstand und Geschäftsführung," Deutsches Ärzteblatt, 72. Jg. (1975), 1460 - 1618, hier: 1540; zum Gesamtkomplex siehe ferner: P. Rosenberg, Möglichkeiten der Reform des Gesundheitswesens in der Bundesrepublik Deutschland (Göttingen, 1975), 109-112, dort auch der Wortlaut der o.g. Empfehlungsvereinbarung.

Wert dieser Ordnung für die niedergelassene Ärzteschaft bezüglich der anstehenden Frage vor allem darin besteht, daß sie dem Krankenhaus als Institution den Marktzutritt generell verwehrt und die Beteiligung einzelner Krankenhausärzte an der kassenärztlichen Versorgung nur dann gestattet, wenn dafür ein Bedarf, der unter maßgeblicher Beteiligung niedergelassener Ärzte festgestellt wird, nachgewiesen werden kann.

(2) Niederlassungswillige Ärzte

Bis zum "Berliner Abkommen" vom 23. 12. 1913 war es in das Ermessen allein der Krankenkassen gestellt, welcher Arzt zur Behandlung der Versicherten herangezogen wurde. Nach dieser Vereinbarung zwischen Kassen und Ärzteschaft sollte 1 Kassenarzt 1350 (bei Familienhilfe 1000) Versicherte vorsorgen. Die Verordnung über kassenärztliche Versorgung vom 14. 1. 1932 (RGBl I, S. 19) setzte die Verhältniszahl auf 600 Versicherte je Kassenarzt herab.

Vor den Urteilen des Bundesverfassungsgerichts vom 23. 3. 1960 und 8. 2. 1961 bestand in der Bundesrepublik folgende Situation: über die Zulassung eines Bewerbers zur kassenärztlichen und kassenzahnärztlichen Tätigkeit hatten die Zulassungsausschüsse (§19 Zulassungsordnung-Ärzte und ZO-Zahnärzte) zu befinden, die, aus 6 Mitgliedern bestehend (§34 ZO), für jeden Bezirk einer kassenärztlichen Vereinigung gebildet und zu gleichen Teilen von der zuständigen kassenärztlichen Vereinigung und den Landesverbänden der Krankenkassen mit Vertretern beschickt werden (§368b Abs. 1,2 RVO).

Die Zulassungsausschüsse ermitteln bis zum 1. März eines Jahres die Verhältniszahl (=Zahl der Kassenärzte des Zulassungsbezirks am 31. 12. des Vorjahres / durchschnittliche Mitgliederzahl der Krankenkassen). Diese sollte in der Regel 1/500 betragen (§13 Abs. 2 ZO-Ärzte).

Durch die o.g. Urteile des Bundesverfassungsgerichts ist die Verhältniszahl für verfassungswidrig erklärt worden. Die Beschwerdeführer hatten darauf hingewiesen -- und die Verfassungsrichter sind dieser Argumentation im Prinzip gefolgt -- finanzielle Folgen für die Krankenkassen einerseits und eine V e r s c h ä r f u n g d e s K o n k u r r e n z - k a m p f e s innerhalb der Ärzteschaft andererseits seien nicht zu befürchten.¹

Der Marktzutritt des approbierten Arztes zur Kassenpraxis ist seit den Entscheidungen nur noch eine Frage von Formalitäten.² Statt dessen wird man sich daher heute auf vorgelagerte Zutrittsbeschränkungen konzentrieren müssen: den Numerus clausus und den sogenannten Schwund während des Medizinstudiums.

¹ Siehe: Entscheidung vom 23. 3. 1960, Entscheidungen des Bundesverfassungsgerichts, Bd. 11 (1961), 30 - 49, hier: 36.

² Siehe: U. Böge, Kassenpraxis und Privatpraxis. Eine wirtschaftswissenschaftliche Studie über freiberufliche ärztliche Leistungen (Berlin, 1973), 40.

(3) Der Zugang zum Medizinstudium

Sehr stark prägend auf die Haltung der Ärzteschaft zu Nachwuchsproblemen haben sich deren eigene Nachkriegserfahrungen ausgewirkt: unter der Herrschaft des Nationalsozialismus stieg nicht nur der Anteil der Studienanfänger im Fach Medizin an der Gesamtzahl der Studienanfänger von 1933 bis 1940 von 18.3% auf 32.5%, sondern man hatte auch durch zeitweise Einführung von Trimestern und Fortfall des praktischen Jahres eine weitere Forcierung des Anstiegs der Medizinerzahlen erreicht.¹

Die Situation der Nachkriegszeit bis Ende der 50er Jahre wird durch die Zahl der Approbationen in diesem Zeitraum verdeutlicht:

An Ärzte erteilte Approbationen im Bundesgebiet (1947-1955 ohne Saarland)

Jahr	Anzahl
1947	3092
1948	3950
1949	4037
1950	3139
1951	3625
1952	3151
1953	2860
1954	2248
1955	1677
1956	1038
1957	490
1958	585
1959	970

Quelle: B. Mikat, "Medizinische Statistik in Laienhand," Ärztl. Mitteilungen, 1963, 1116 ff., hier: 1121, zit. n. Thelen, op.cit., 138.

¹ Dazu W. Thelen, Numerus clausus und Ärzteschaft. Zur Kritik der ärztlichen Interessenpolitik (Gießen, 1974), 17 ff.

Das Überangebot an Ärzten in den ersten Nachkriegsjahren machte sich zuerst in den Krankenhäusern bemerkbar und wurde von deren Trägern in teilweise fast sittenwidriger Weise zuungunsten angestellter Ärzte ausgenutzt.

Diese persönlichen Erfahrungen mögen die Rufe nach einer verstärkten Auslese während des Studiums bewirkt haben, die gerade unter Ärzten relativ früh laut wurden. Diese verstummten auch nicht, als in den Jahren 1960 bis 1970 die Zahl der Medizinstudenten pro Stelle für wissenschaftliches Personal in diesem Bereich von 5.3 auf 3.1 absank.¹ Daß die Forderungen nach verstärkter Siebung trotz der sehr niedrigen Studentenzahlen in Relation zu den Lehrkapazitäten nicht eingestellt wurden, belegt, wie wenig hochschulpädagogische Argumente dabei eine Rolle spielten. Daher kommt Thelen zu dem Schluß, die ständige Reduktion der Studienanfängerzahlen ebenso wie die starke Auslese sei wesentliches Ergebnis des Einflusses außeruniversitärer Interessenpolitik gewesen, die von den bestimmenden Kräften an den Hochschulen aufgenommen und zu ihren Gunsten durchgesetzt wurde.²

Die von der Ärzteschaft in Auftrag gegebenen Untersuchungen Freudenburgs und Nebels³ verschafften

¹ Siehe W. Thelen, *op.cit.*, 44 -- die entsprechende Zahl für die Wirtschafts- und Sozialwissenschaften betrug 1969 26.3!

² *Ibid.*, 58 f.

³ K. Freudenburg, R. Nebel, Der voraussichtliche Bedarf an ärztlichem Nachwuchs (Köln, Berlin, 1962)

dem zuvor nicht immer nur rational begründeten Unbehagen ob der hohen Nachwuchszahlen die wissenschaftliche Bestätigung.¹

Mit dem Wintersemester 1961/62 begann die Einführung des Numerus clausus für das medizinische Studium in der Bundesrepublik, etwa 1964 waren davon alle medizinischen Fakultäten betroffen. Obwohl auch in diesen Jahren die Furcht vor dem "ärztlichen Proletariat", die zeitweise ihren Niederschlag sogar in Flugblattaktionen der Ärzteschaft bei deutschen Abiturienten geführt hatte, noch sehr stark war, barg der allgemeine Numerus clausus doch den Keim einer Wende: nachdem dadurch immer mehr Hoffnungen niedergelassener Ärzte und ihrer Kinder auf eine spätere Übergabe bzw. -nahme der Praxis zerstört wurden, war von einer Gefährdung der wirtschaftlichen und sozialen Stellung der Ärzte² ab 1968 nicht mehr die Rede; der 73. Deutsche Ärztetag brachte z.B. sein Bedauern über den Numerus clausus zum Ausdruck. Die zuvor vielzitierten Äußerungen Freudenbergers und Nebels zum ärztlichen Überangebot fanden ärztlicherseits keine Beachtung mehr und Anfang der 70er Jahre begann man bereits von einem Ärztemangel zu sprechen. Da bei der Argumentation explizit oder unausgesprochen die Interessen der Arztkinder eine Rolle spielen,³ erscheint der Verdacht nicht ganz unbegründet, man müsse dies auch bei den neuerdings geplanten ärztlichen Selbst-

¹ Eine Übersicht zum Inhalt der Untersuchung bei Thelen, op.cit., 146 ff.

² Stockhausen im Jahre 1967; siehe: "Ärztliche Ausbildung -- sozialökonomischer Faktor," Deutsches Ärzteblatt, 64. Jg. (1967), 288 ff.

hilfemaßnahmen vermuten.¹

Wenn es auch schwer ist, aus den sich offensichtlich stark ändernden Lageanalysen eine einheitliche Linie herauszufiltern, so zeigt doch die außerordentliche Sensibilität der Reaktionen, wie sehr man bestrebt ist, den einkommensmindernden Effekten des Wettbewerbs infolge des Ärztezustroms möglichst frühzeitig administrativ zuvorzukommen.

b.) Beschränkungen des Wettbewerbs zwischen niedergelassenen Ärzten und öffentlich-rechtliche Bindungen

Der oben einleitend gegebene Hinweis auf die Theorie der Gemeinwirtschaft ist insofern notwendig, als der ärztliche Beruf in Anschluß an Triepel seit 1911 auch als "staatlich gebundener Beruf" verstanden wird.² Als besondere Bindungen werden in diesem Zusammenhang genannt:

- die staatlich genehmigungsbedürftige Berufsordnung,
- die staatlich genehmigungsbedürftige Weiterbildungsordnung,
- Wirtschaftlichkeit der Behandlungs- und Ordnungsweise.

³ Siehe W. Thelen, op.cit., 266.

¹ Siehe H. Matthiesen, "Die Uni der Ärzte. Sind private Hochschulen eine Chance oder eine Gefahr für die Studienreform?" Die Zeit, Nr. 33 (6. Aug. 1976).

² Siehe H. Narr, Ärztliches Berufsrecht (Stuttgart, 1973), 2.

In Bezug auf letztgenannte Bindung, die nicht eigentlich staatlicherseits, sondern im parafiskalischen Raum erfolgt, ist es wahrscheinlich zutreffender, mit Gerber¹ von "öffentlich-rechtlich gebundenen Berufen" zu sprechen.² Insofern hier tatsächlich Betriebsprozesse nicht unerheblich vom "öffentlichen Interesse" tangiert werden, passen Ärzte also durchaus in das von Thiemeyer oben übernommene Schema gemeinwirtschaftlicher Unternehmen und es ist nicht zu leugnen, daß von daher auch eine gewisse Berechtigung, sich preispolitisch wie solche zu verhalten, gegeben ist. Andererseits aber muß beachtet werden, daß die öffentliche Bindung nach v. Eynern unter anderem gerade dazu dient, den "Schutz der Kunden des Unternehmens vor Ausbeutung durch monopolistische Praktiken" zu gewährleisten; insbesondere weil "Monopole markttechnisch Möglichkeiten, die Preise nach der Finanzkraft und dem Einkommen ihrer Kunden zu differenzieren"³, haben.

Wenn also Preisdifferenzierung einmal als durchaus geeignetes Mittel gemeinwirtschaftlicher Unternehmen zur Erreichung ihrer Ziele, zum anderen

¹ Siehe Ibid., 3.

² Ohne Bezugnahme auf die angeführte juristische oder gemeinwirtschaftstheoretische Literatur spricht auch Böge (op.cit., 14 f.) bei den Arztpraxen von "gebundenen Unternehmen" -- er stützt sich dabei auf eine Erörterung des Unternehmensbegriffs durch Gandenberger; siehe: O. Gandenberger, Was ist ein Unternehmen? Volkswirtschaftliche Überlegungen zum Gesetz gegen Wettbewerbsbeschränkungen (Heidelberg, 1963), 30 ff.

³ G. v. Eynern, Gemeinwirtschaftliche Bindung von Unternehmen. Schriftenreihe Gemeinwirtschaft, 17 (Frankfurt/M., Köln, 1975), 9.

aber eine Erscheinung ist, die bei zuvor nicht gebundenen Unternehmen (möglicherweise durch eine Bindung) bekämpft werden muß, dann sollten das tatsächliche Verhalten und die dahinter stehenden Motive genaue Beachtung finden.

Es hat sich gerade an der ärztlichen Berufsordnung gezeigt, daß es nicht immer einfach ist zu entscheiden, in welchen Normen ein besonderes Recht und in welchen eine besondere Pflicht kodifiziert ist. Denn ohne Zweifel erreicht man die Durchsetzung des Rechts der "Neutralisierung der Konkurrenz im eigenen Kreise"¹ nur durch Restriktionen des individuellen ärztlichen Handelns, die sich formal als Berufspflichten darstellen.

Sehr deutlich wird dieser ambivalente Charakter der Berufspflichten an §7 der Muster-Berufsordnung für die deutschen Ärzte 1970; dort heißt es:

Der Arzt ist verpflichtet, alle Verträge über seine ärztliche Tätigkeit vor ihrem Abschluß der Ärztekammer vorzulegen, damit geprüft werden kann, ob die beruflichen Belange gewahrt sind.²

Was zunächst wie eine die Vertragsfreiheit aller Ärzte erheblich einschränkende Vorschrift aussieht, erweist sich nach dem Studium

¹ P. Lüth, Niederlassung und Praxis. Eine kritische Einführung (Stuttgart, 1969), 63.

² Die Muster-Berufsordnung für die deutschen Ärzte ist abgedruckt in H. Narr, op.cit., 339 - 345 (Anhang).

juristischer Kommentare dazu als eine Schutzvorschrift vor allem für potentielle Chefärzte:

Zweck der Vorschrift ist es, rechnererfahrene Ärzte vor dem Abschluß von Verträgen zu beraten ... Hauptanwendungsfall der Bestimmung ist die Beratung von Chefarztbewerbern.¹

Nun könnte der Zweck des Schutzes auch über die verbreiteten Musterverträge und in extremen -- wenn auch kaum vorstellbaren -- Fällen einer "Ausbeutung" der Chefärzte durch Krankenhausträger über §138 BGB erreicht werden; daher ist zu vermuten, daß mit der Vorschrift noch eine andere Absicht verfolgt wird. In der Tat entdeckt man Elemente einer Kartellierung: sie geht nämlich davon aus, "daß manche Chefarztverträge darauf angelegt sind, die Überlegenheit des Krankenhausträgers zum Nachteil der Chefarztbewerber in der Weise zur Geltung zu bringen, daß unter mehreren Kandidaten nur diejenigen in die engere Wahl genommen werden, die bereit sind, einen ihnen vorgelegten Chefarztvertrag vorbehaltlos zu akzeptieren ... Wer als Mitbewerber um eine Chefarztstelle solche Verträge vorbehaltlos akzeptiert, um andere Konkurrenten zu verdrängen, verstößt nicht nur gegen eigene Interessen, sondern gegen die Grundsätze der Kollegialität, die es verbieten, einen Kollegen durch unlautere Handlungsweisen als Mitbewerber auszuschließen."²

Aus einem solchen Kommentar wird die tiefe Abneigung gegen den Konkurrenzmechanismus deutlich,

¹ Ibid., 174.

² Ibid., 175.

die dem Standesdenken offenbar eignet.¹ Nicht nur, daß hier schutzwürdige Interessen einer Personengruppe unterstellt werden, die nach allen bisher vorliegenden Informationen in den höchsten Perzentilen der Einkommensverteilung rangiert: zudem steht dem postulierten Schutz des Chefarztbewerbers kein Schutz des Krankenhausträgers gegenüber, wie es einem System öffentlich-rechtlicher Bindungen wahrscheinlich eher entsprochen hätte.

Wie für die U.S.A. von Kessel konstatiert, haben wir es hier auch für die Bundesrepublik mit einer Regelung, die sich gegen Preisbrecher wendet, zu tun.

Demselben Zweck dient auch der bekanntere §11 der Muster-BO, in dem es heißt:

Die Honorarforderung des Arztes muß angemessen sein. ... Hierbei darf er die üblichen Sätze nicht in unlauterer Weise unterschreiten.

Als Ausnahme ist es dem Arzt allerdings gestattet, Verwandten, Kollegen, deren Angehörigen und unbemittelten Patienten das Honorar zu erlassen.

Damit ist ein Preiswettbewerb zwischen Ärzten wirksam ausgeschlossen; aber auch ein Leistungswettbewerb wird durch die Berufsordnung verhindert: kritische Äußerungen über die Behandlungsweise eines Kollegen, Belehrungen in Gegenwart von Nichtärzten und Nachuntersuchungen, die nicht im Benehmen mit

¹ Dazu auch: E. Tuchtfeld, Gewerbefreiheit als wirtschaftspolitisches Problem (Berlin, 1955).

dem behandelnden Arzt vorgenommen werden, sind danach mit kollegialem Verhalten und der Standeswürde nicht vereinbar (§12 Muster-BO). Auch die Möglichkeit der "Abwerbung" von Patienten bei einer Notfall- oder stationären Behandlung, bei der Praxisvertretung und werksärztlichen Betreuung ist durch die §§13-15 untersagt.

Werbung, auch hier das gleiche, wie von Kessel festgestellt, ist dem Arzt generell verboten (§20 Muster-BO) -- wobei allerdings die Werbung für den Berufsstand insgesamt, auf die Kessel anspricht, nicht ausdrücklich erlaubt ist; man kann davon ausgehen, daß ihre Zulässigkeit in der Bundesrepublik selbstverständlich ist. Die Einschränkung der individuellen Werbung geht soweit, daß die maximale Größe des ärztlichen Praxisschildes auf 35x50cm begrenzt und im übrigen eine unaufdringliche Form vorgeschrieben ist (§26 Muster-BO). Eine mehr als zweimal erscheinende Zeitungsanzeige über die Abwesenheit von der Praxis oder dabei die Aufnahme einer Bemerkung, die Abwesenheit sei z.B. durch Weiterbildung oder Kongreßteilnahme bedingt (was als Hinweis auf besondere Qualifikationen gedeutet werden könnte) sind ebenfalls nicht erlaubt. Das Werbeverbot wird insofern noch verstärkt, als Werbung, die gegen die Berufsordnung verstößt, nach einer BGH-Entscheidung (NJW 1971, S. 1889) gleichzeitig einen Verstoß gegen das "Gesetz gegen den unlauteren Wettbewerb" darstellt. Diese Übernahme autonomer Satzungen der Landesärztekammern, die das Recht der Regelung der Berufsausübung von den Ländern erhalten haben, in das übrige Normensystem gibt der Berufsordnung eine besondere Qualität: hier handelt es

sich nicht um Satzungen, gegen die der einzelne Arzt, wie Kessel das aus U.S.-Erfahrungen berichten kann, noch zu kämpfen in der Lage wäre, sondern um Normen, die die gleiche Rechtsqualität haben, wie etwa das UWG. Das mag juristisch gesehen einleuchtend sein, ökonomisch birgt es jedoch erhebliche Gefahren: eine Ärztekammer, die gesetzlich mit der Befugnis ausgestattet ist, z.B. Preiswettbewerb um eine zu besetzende Chefarztstelle vollkommen zu paralysieren, hat damit eine ansonsten in Marktwirtschaften zu Recht mit großem Mißtrauen betrachtete ökonomische Macht in der Hand.

Die Berechtigung eines solchen juristisch eingeehten ökonomischen Reservates wird mit der öffentlich-rechtlichen Gebundenheit, die zu einer "erhöhten sozialen Verantwortung der Ärzte" führen soll, begründet. Die besonderen Pflichten jedoch, die diese Sonderposition rechtfertigen könnten, sind in den meisten Fällen entweder allgemeine bürgerliche Pflichten: z.B. Pflicht zur Hilfeleistung, bereits anderweitig kodifiziert: z.B. Sorgfaltspflicht, Schweigepflicht oder gar keine Pflichten, sondern ökonomische Sonderrechte: Werbeverbot, Kollegialität. Andere sind leerformelhaft: "Dienst an der Gesundheit des einzelnen und der Gesellschaft" oder werden nachweislich nicht ausreichend erfüllt: z.B. Fortbildungspflicht.¹

Die bei der Darstellung der theoretischen Ansätze erörterte Arbeit Kessels (s.o. VI.1.)

¹ Siehe P. Lüth, op.cit., 67 ff.

kann man, ohne von seinen Intentionen abzuweichen, als Ausdruck liberaler Fremdkörpertheorie¹ ansehen: demzufolge stellt sich der Ärztestand bewußt außerhalb des marktwirtschaftlichen Systems: Marktmechanismus, Wettbewerb und (zumindest verbal) Gewinnmaximierung werden abgelehnt.²

Nach dem bisher zur Marktstruktur Ausgeführten und auch nach der ärztlichen Selbstdarstellung³ wird man diese Sicht als für den bundesrepublikanischen Markt ärztlicher Leistungen zutreffend bezeichnen müssen.

Bei Kessel haben die wettbewerbsbeschränkenden Maßnahmen der Ärzteschaft die Funktion der Sicherung höchster Gewinne durch Preisdifferenzierung. Daß d i e s e s Motiv und nicht das eines sozialen Ausgleichs maßgeblich ist, wird von Kessel bewiesen, indem er zeigt, daß die Behandlung wirklich armer Patienten, zugunsten derer interne Subventionierung angezeigt wäre, kaum noch eine Rolle spielt. Wir wollen hier versuchen, diesen Rückschluß auf das Handlungsmotiv für die Ärzte der Bundesrepublik anhand institutioneller Aussagen nachzuvollziehen.

¹ Zum Begriff: T. Thiemeyer, Wirtschaftslehre öffentlicher Betriebe (Reinbek, 1975), 23.

² Die Argumentation Denekes, die Ausschaltung des w i r t s c h a f t l i c h e n Wettbewerbs habe bei freien Berufen gerade die Funktion, "Konkurrenz in geistiger Qualität" überhaupt erst möglich zu machen und zu erhalten, mag man für einige freie Berufe noch (mit Bedenken) nachvollziehen können -- man denke z.B. an öffentlich ausgeschriebene Ideenwettbewerbe unter Architekten -- bezogen auf die

Die Preisdifferenzierung ist in der Muster-BO vorgeschrieben; so heißt es in §11 Abs. 1:

Der Arzt soll ... die Schwierigkeit und den Umfang seiner Leistungen, die wirtschaftliche Lage des Zahlungspflichtigen und die örtlichen Verhältnisse berücksichtigen.
(Hervorhebung v. Verf.)

Insofern sich Preisdifferenzierung immer auf unterschiedliche Preise für homogene Güter bezieht, gehören die Berücksichtigung der ärztlichen Leistungen und die der örtlichen Verhältnisse, sofern sie Leistungsunterschiede implizieren, nicht zur Preisdifferenzierung. Diese liegt jedoch vor, wenn c.p. die wirtschaftliche Lage des Zahlungspflichtigen Maßstab für unterschiedliche Preise wird.

Wenn man von einer ähnlichen Konstruktion in §368g Abs. 1 RVO (Berücksichtigung der wirtschaftlichen Lage der Krankenkassen) auf der Makroebene absieht, hat die Regelung für den Arzt nur Bedeutung gegenüber den Privatpatienten; bei diesen kann er das Ein- bis Sechsfache des in der Gebührenordnung für Ärzte (GOÄ) angegebenen Honorars abrechnen. Dabei kann aber das Argument des sozialen Ausgleichs in der Bundesrepublik noch weniger angeführt werden, als das Kessel für die U.S.A. belegt hat: im Gegensatz zu den dortigen Verhältnissen ist in der Bundesrepublik die Gruppe

Ärzteschaft jedoch erscheint dies nach den oben dargestellten Maßnahmen zur Ausschaltung des Leistungswettbewerbs sehr fragwürdig. Vgl. J.F.V.Deneke, Die freien Berufe (Stuttgart, 1956), 237.

³ Ibid., passim.

der Privatpatienten anteilmäßig nicht bedeutend, d.h. bei dem zur kassenärztlichen Praxis Zugelassenen sind die Preise in etwa 90% der Fälle Datum. Unter den Privatpatienten wiederum sind rund 90% Mitglieder einer privaten Krankenversicherung, interne Subventionierung innerhalb dieser Gruppe der Patienten ist also nahezu sinnlos. Schon aus diesem Grund, aber auch wegen der quantitativ geringen Bedeutung der Privatpraxis erscheint die Preisdifferenzierung aus Motiven des sozialen Ausgleichs nicht gerechtfertigt. Denn auch ein sozialer Ausgleich zwischen Privat- und Kassenpatienten ist nicht möglich in einem System, in dem schon aus Gründen des zahlenmäßigen Gewichts der Kassenpatienten das Honorar für den entsprechenden Teil ärztlicher Leistungen heute die Kosten einfach decken m u ß .

Eine gerecht ausgestaltete interne Subventionierung müßte bei der unterschiedlich strukturierten individuell-ärztlichen Klientel gekoppelt sein mit einem Finanzausgleich zwischen Ärzten -- was eine Einbeziehung der Privatliquidation in den Honorarverteilungsmaßstab implizierte; zwei Elemente, die sich wesensmäßig schlechterdings ausschließen.

Glaubwürdig wäre das Argument der internen Subventionierung durch niedergelassene Ärzte dann, wenn sich z.B. bei Ärzten mit ausschließlicher Privatpraxis immer auch ein gewisser Anteil bedürftiger Patienten einfinden würde -- eine Vorstellung, die angesichts des tatsächlichen Verhaltens in diesem Bereich und der sozialversicherungsrechtlichen Struktur in der Bundesrepublik kaum irrealer sein könnte.

Daher ist gerade im Rahmen des bundesdeutschen Marktes für ärztliche Leistungen eine durch sozialen Ausgleich motivierte Preisdiskriminierung ein Anachronismus, so daß das Motiv der Gewinnmaximierung als das einzig plausible erscheint.

c.) Einige Auswirkungen des Wettbewerbsverbotes auf die Leistungsqualität

Das nahezu vollständige Fehlen von Wettbewerb innerhalb des Ärztestandes ist auf der Seite der Preisbildung, wenn man von der relativ zwar kleinen, aber absolut doch nicht ganz unbedeutenden Gruppe der Privatpatienten einmal absieht, im Gegensatz zu den U.S.A. nicht von großem Gewicht, da diesem Privileg das kollektivvertraglich vereinbarte Kassenhonorar als Korrektiv gegenübersteht. Es wäre jedoch verfehlt, die Wirkung des Wettbewerbs allein in Hinblick auf die Preisbildung zu erörtern; vielmehr hat der Wettbewerb -- möglicherweise gerade wenn er keinen pretialen Effekt haben kann -- vielfältige produktionspolitische Konsequenzen. So ließe sich beispielsweise das ungünstige Bild, das eine Ärzteschaft bietet, die man nur mit allerlei Attraktionen zur Erfüllung der Fortbildungspflicht bewegen kann, wahrscheinlich vermeiden, wenn man Medizinern wenigstens einen unaufdringlichen Hinweis auf die genossene Weiterqualifikation, wie z.B. in den U.S.A. üblich,¹ gestatten würde. Denn daß für Ärzte das

¹ So schreibt v. Troschke in einem Erfahrungsbericht über amerikanische Gruppenpraxen: "Die Diplome, die die Qualität der ärztlichen Aus- und Weiterbildung nachweisen, sind über-

erhöhte Sozialprestige weiterer Qualifikation einige Bedeutung hat, zeigt allein schon die allgemeine Tendenz zur Spezialisierung.

Auch eine weitere Verbreitung ambulanter Behandlung durch Krankenhäuser, die bei Beibehaltung jetzt gebräuchlicher Honorierungsverfahren natürlich keine direkten Einsparungen bringen kann, würde doch zumindest eine stimulierende Wirkung auf die Leistungsqualität der niedergelassenen Ärzte haben. Wenn man davon ausgehen kann, daß auch solche bescheidenen Maßnahmen zur Erweiterung des Wettbewerbs auf dem Markt für ärztliche Leistungen die Kosten des einzelnen Arztes anheben, so gibt dieser Vergleich mit einer "als ob"-(Wettbewerb bestünde) Situation einen Hinweis, daß auch bei kollektivvertraglich festgesetzten Preisen die Marktstruktur durchaus einkommensrelevant sein kann.

all sichtbar für die Patienten ausgehängt. Jeder Kranke kann feststellen, wie häufig sich ein Arzt Fortbildungskursen unterzieht." - J.v.Troschke, Gruppenpraxen in den USA (Köln, 1975), 20. Übrigens wird neuerdings in den U.S.A. durch verstärkte Anwendung der Antitrustgesetze der Wettbewerb zwischen Angehörigen freier Berufe erheblich gefördert. Siehe: "Amerikanische Anwälte im Werbefernsehen. Antitrustgesetze beseitigen die Werbeverbote," Handelsblatt v. 6. 4. 1977.

2. Sozialökonomische Determinanten ärztlicher Umsätze und Einkommen in der Bundesrepublik

a.) Der Einfluß des Praxisalters

Friedman und Kuznets gelangen aufgrund einfacher Überlegungen zu der folgenden Skizze des Einflusses der "number of years in practice" auf das individuelle Einkommen: am Anfang der freien Berufstätigkeit gehe es darum, Klienten und Patienten zu einem ersten Besuch zu bewegen; dies sei in aller Regel schwieriger als sie zu halten, wenn sie erst einmal "Kunden" seien. Wenn die Praxis den Start geschafft habe, werde ein kumulativer Prozeß einsetzen, der darin bestehe, daß bei zufriedenen Klienten und Patienten Empfehlungen an Bekannte zu erwarten sind. Die Grenze des Praxiswachstums werde bald dadurch virulent, daß bei jeder Leistung der Praxis eben auch die begrenzte Leistung des Praxisinhabers erforderlich sei. Außerdem gebe es Beschränkungen durch die Größe des Marktes und die Konkurrenz der Berufskollegen. Lange vor dem physischen Nachlassen seiner Kräfte werde der Praxisinhaber bereits stärker die Konkurrenz jüngerer Kollegen spüren, die nun den kumulativen Prozeß durchlaufen, den er selbst schon hinter sich gelassen hat. Das Wachstum seiner Praxis werde sich vermindern, zum Stillstand kommen und umkehren, wobei der Zenith jeweils umso früher liege, je größer die Bedeutung sei, die wissenschaftlich-technischen Neuerungen zukomme. Spielen Größe des Bekanntenkreises und das aus langer beruflicher Praxis fließende Vertrauen eine bedeutendere Rolle, so werde das Einkommensmaximum entsprechend weiter rechts liegen.¹

In ihrer Untersuchung stellten die Autoren für die Jahre um 1930 fest, daß das maximale Einkommen bei Medizinern und Zahnmedizinern etwa zwischen dem dreizehnten und zwanzigsten Praxisjahr erreicht wird. Verglichen mit Rechtsanwälten etwa (bei denen das Einkommensmaximum eher am Ende des Arbeitslebens liegt) ist das sehr früh. Ein Zeichen, wenn man Friedman und Kuznets folgt, der Bedeutung des wissenschaftlichen Fortschritts in der Praxis und seines raschen Wandels. Nun wird man gerade in diesem Zusammenhang nicht einfach von der Bedeutung des technischen Fortschritts schlechthin sprechen können -- wichtig (wenn nicht wichtiger) erscheint die Perzeption dieser Bedeutung durch Patienten/Klienten. Wenn der wissenschaftliche und technische Fortschritt für die Lage des Einkommenszeniths die angenommene Rolle spielt, dann dürfte das Einkommensmaximum in den (eher fortschrittsgläubigen) USA ceteris paribus sicherlich weiter links anzusiedeln sein als in der Bundesrepublik Deutschland.

Solche internationalen Unterschiede sind umso wahrscheinlicher, als die Lebensseinkommenskurven auch innerhalb der USA, z.B. zwischen den verschiedenen Gemeindegrößenklassen, bedeutende Unterschiede aufweisen.²

Ähnlich detaillierte Aussagen wie in der genannten Untersuchung Friedmans und Kuznets'

¹ M. Friedman, S. Kuznets, Income from Independent Professional Practice, NBER (New York, 1954), 237 f.

² Ibid., 247 ff.

können für die Bundesrepublik nicht gemacht werden -- einige Schlüsse gestattet das Datenmaterial allerdings, und diese sollen im folgenden dargelegt werden.

Als ein Mangel, der dieses Mal auch nicht durch Transformationsverfahren beseitigt werden kann, erweist sich erneut die Tatsache, daß nicht Praxisreinerträge, sondern Umsätze erfaßt worden sind. Wegen des sicherlich unterschiedlichen Anteils der Kosten in den nach Praxiseröffnungsjahren gebildeten Untergruppen kann von den hier vorgelegten Ergebnissen nur mit Vorsicht auf die Einkommen geschlossen werden.

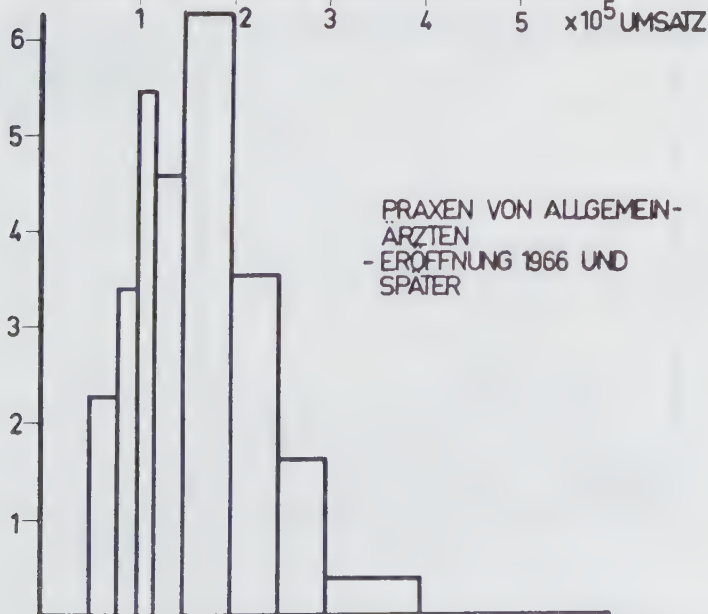
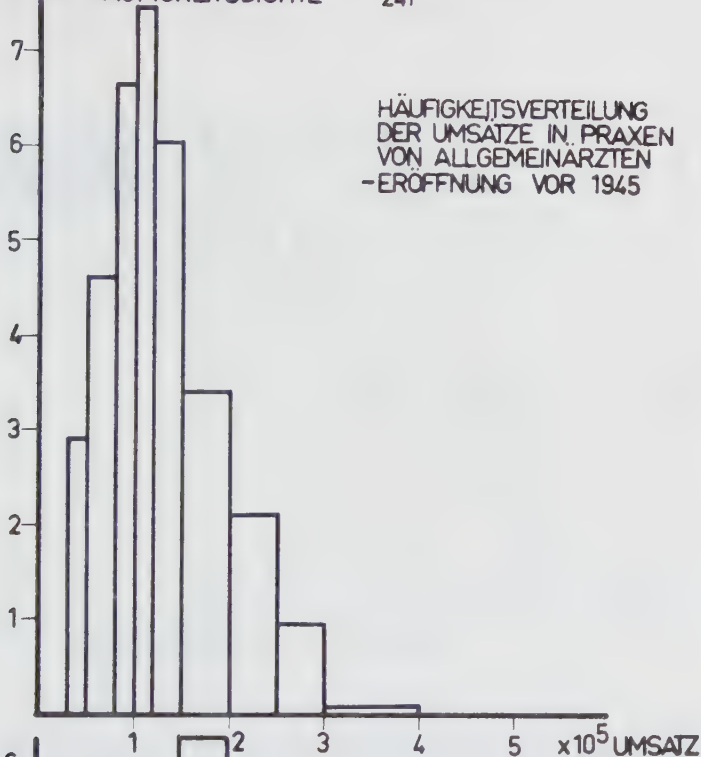
Unser Augenmerk soll zunächst der zeitlichen Entwicklung des Konzentrationskoeffizienten bei Allgemeinmedizineren, wie sie sich nach den vorliegenden Daten abzeichnet, gelten.

Während sich bei allen erfaßten "jungen" Praxen (Eröffnungsjahr nach 1966), eine Gruppe von Praxen also, die Allgemeinpraktiker und Fachärzte umfaßt, bereits eine relativ starke Umsatzkonzentration ergibt ($K_G = 0.2531$), beträgt diese nach Allgemeinärzten und Fachärzten getrennt:

Allgemeinpraktiker: $K_G = 0.2131$

Fachärzte: $K_G = 0.2592$.

Die Schiefe der Umsatzverteilung bei Allgemeinpraktikern hat den Wert 0.2160 (Schiefe II nach Pearson) und bei Fachärzten 0.7833 (beide für Praxen, die nach 1966 eröffnet wurden).



UMSÄTZE

50%

50 %

100% ÄRZTE

PRAXEN VON ALL-
GEMEINÄRZTEN
- ERÖFFNUNG VOR 1945

UMSÄTZE

50%

50 %

100 % ÄRZTE

PRAXEN VON ALL-
GEMEINÄRZTEN
- ERÖFFNUNG 1966
UND SPÄTER

ABB. 14

Wenn also Allgemeinpraktiker sich niederlassen, so ist der Durchschnittsumsatz (auch der Median der Umsätze) von Anfang an niedriger als bei Fachärzten, jedoch konzentrieren sich ihre Umsätze nicht so stark wie bei diesen, und die Umsatzverteilung ähnelt stärker einer symmetrischen als bei den Fachärzten.

Da der verhältnismäßig kurze Zeitraum vom Zeitpunkt der Niederlassung bis zur Erfassung durch die Kostenstrukturerhebung wahrscheinlich nicht ausgereicht hat, um wesentliche andere Faktoren der Umsatzdifferenzierung wirksam werden zu lassen, kann man davon ausgehen, daß die starken Unterschiede vor allem auf die Tatsache der Spezialisierung zurückzuführen sind.

Dies ist die Ausgangssituation. Wie wird sich die Verteilung der Umsätze nun im Zeitablauf weiterentwickeln? Eine Antwort auf diese Frage könnte streng genommen nur die Beobachtung einer Kohorte ärztlicher Praxen über Jahre hinweg erbringen. Aber auch, wenn die Klassierung der Praxen nach Eröffnungsjahren nur eine Momentaufnahme, beeinflußt von vielen historischen Einflüssen, liefert, so könnte man doch auch einem solchen Querschnitt erste Anhaltspunkte für den Längsschnitt entnehmen.

Allgemeinpraktiker, die ihre Praxis in den Jahren 1961 - 1965 eröffnet haben, erzielen einen Durchschnittsumsatz, der von dem der "Neulinge" nur unwesentlich nach oben abweicht; auch Variationskoeffizient, Schiefe

und Konzentrationsmaß zeigen kaum deutliche Veränderungen. Das wird anders, wenn man nun die Allgemeinpraktiker analysiert, die ihre Praxis in dem Zeitraum 1946 - 1960 eröffnet haben: Median und arithmetisches Mittel sinken deutlich, Variationskoeffizient, Schiefe und Konzentrationsmaß nehmen zu; diese Tendenz setzt sich fort, wenn man nun noch die Allgemeinpraktiker hinzunimmt, die vor 1945 als niedergelassene Ärzte tätig wurden.

Die folgende Tabelle gibt eine Übersicht zu dem Gesagten:

Einige Kennwerte zu den Umsätzen von Allgemeinpraktikern im Jahre 1971

Kenn- zahl \ Praxis- eröff- nung	nach 1966	1961 bis 1965	1946 bis 1960	vor 1945
arithm. Mittel	173 356	175 964	161 632	135 428
Median	168 478	171 591	151 657	123 088
Variationskoeff	0.3909	0.3746	0.4328	0.4772
Schiefe II	0.2160	0.1990	0.4278	0.5728
Ginimaß	0.2131	0.2	0.2337	0.2617

Es deutet alles auf den (typischen) Zeitverlauf der Umsatzkurve hin, der einem umgekehrten U gleicht. Parallel dazu verläuft der Prozeß der Einkommensdifferenzierung, der nicht nur einen steigenden Variationskoeffizienten mit sich bringt,

sondern auch eine wachsende positive Schiefe. Gerade letztgenannter Effekt erinnert sehr stark an das "Gesetz des proportionalen Effektes" und an die Folgerungen, die man aus dem human capital approach ziehen kann.¹ Es spricht einiges dafür, daß die verschiedenen im Lebenszyklus einer Praxis auftretenden umsatzbestimmenden Einflüsse multiplikativ auf die Umsätze einwirken und so aus einer anfangs der symmetrischen nicht unähnlichen Verteilung eine solche mit positiver Schiefe machen.

Aus diesem Grund muß man die oben skizzierte "Lebensumsatzkurve" differenzierter sehen: sie gilt zwar für den "Durchschnittsarzt", jedoch nicht für alle Ärzte im gleichen Maß: einige wachsen erst nach mehreren Jahren (oder sogar Jahrzehnten) in die oberen Dezile der Umsatzverteilung hinein.

Um den Prozeß, soweit er aus den vorhandenen Daten hervorgeht, auch graphisch zu verdeutlichen, haben wir in der folgenden Abbildung lediglich die Anfangs- und Endsituation (also Eröffnung vor 1945 und nach 1966) in Form von Histogramm und Lorenzkurve gegenübergestellt.

¹ Siehe oben, Kap. III, insbesondere 1.a (2) und b (2).

Für das Jahr 1950 und die Stadt Berlin war Freudenberg¹ zu dem Ergebnis gelangt, das höchste Einkommen erzielten Ärzte ungefähr mit 47, Ärztinnen mit 45 Jahren.² Hasenclever konnte für die AOK-Abrechnungen des ersten Quartals 1966 derselben Fragestellung mit anderen Akzenten nochmals nachgehen. Dabei standen ihm für jeden Altersjahrgang die Werte der durchschnittlich abgerechneten Honorare zur Verfügung. In der Veröffentlichung der Ergebnisse wird der Einfachheit halber die jeweilige Zahl als Index, bezogen auf das Durchschnittshonorar aller beobachteten Ärzte in Höhe von 10 142 DM (= 100), angegeben. Die folgende Tabelle zeigt das Datenmaterial nach Lebensjahrfünfteln klassiert.

	Zahl der Ärzte	Honorar- index
31 - 35	53	99.7
36 - 40	121	107.1
41 - 45	392	119.5
46 - 50	367	122.9
51 - 55	414	105.9
56 - 60	362	96.5
61 - 65	202	82.3
66 - 70	157	66.3
71 - 75	99	50.6
76 - 80	40	34.8
81 - 85	14	18.6
86 - 90	6	7.5

Quelle: Hasenclever, op.cit., 1331

¹ Zitiert bei A. Hasenclever, "Lebensalter und Honorar der Kassenärzte Berlins," Berliner Ärzteblatt, 79. Jg. (1966), 1327-1332, hier: 1327.

² Das entspricht interessanterweise dem oben angegebenen Resultat Friedmans und Kuznets'.

Hasenclever faßt das Ergebnis seiner Untersuchung zur "Lebensumsatzkurve" mit den Worten zusammen:

Deutlich wird jedoch, daß schon die jüngsten Kassenärzte nach drei Jahren ihrer Praxisausübung das Gesamtdurchschnittshonorar von 100.0 überschreiten und mit 48 Jahren das Maximum erreichen. Nach dem 48. Lebensjahr sinkt die Kurve immer deutlicher ab, um etwa mit 67 Jahren schon unter die Hälfte des Durchschnittshonorars zu gelangen.¹

Wenn der Autor als Begründung für den relativ starken Honorarabstieg nach dem Maximum aber angibt:

Offensichtlich sind die Anstrengungen des ständigen Einsatzes in diesem Beruf so stark, daß bereits in den mittleren Jahren die Grenze der Leistungsfähigkeit und damit der Erwerbsmöglichkeit erreicht wird...²

so ist das e i n e von vielen möglichen Erklärungen, die allerdings weniger offensichtlich aus dem Datenmaterial als aus der gängigen ärztlichen Selbstdarstellung abzuleiten ist. Hasenclever weist ja selbst auf die erstaunlich kurze Zeit hin, die der junge niedergelassene Arzt braucht, um den Durchschnittsumsatz zu erreichen. Eine solche Entwicklung läßt sich kaum vorstellen ohne eine Abwanderung der Patienten von älteren zu jüngeren Ärzten. Und dabei spielen oft die technischen Gegebenheiten

¹ A. Hasenclever, op.cit., 1328.

² Ibid., 1331.

und das Image eines Berufes eine Rolle, auf die eingangs im Anschluß an Friedman und Kuznets schon hingewiesen wurde. Was aber hat der junge Arzt dem Patienten mehr zu bieten als der ältere, aus dessen Klientel er nun ausgeschieden ist? Doch nur die an dem neuesten wissenschaftlichen Stand orientierte Ausbildung und Krankenhauspraxis. Daß junge Ärzte schnell den maximalen Umsatz erreichen und ältere rasch Umsatz verlieren, kann also auch an der großen Bedeutung liegen, die dem wissenschaftlich-technischen Fortschritt tatsächlich oder nur nach der Auffassung der Patienten zukommt. Wenn man den Arzt von seiner Lebensumsatzkurve her in dem Spektrum zwischen beratendem Ingenieur (einkommensbestimmend: wissenschaftlich-technischer Standard) und Anwalt (einkommensbestimmend: Vertrauen, langjährige Erfahrung) anzusiedeln hat, so wird er, und das ist vielleicht weitere Untersuchungen wert, eher in die Nähe des beratenden Ingenieurs zu rücken sein.

Für diese These spricht auch, daß die mit dem Alter fallende Lebensseinkommenskurve ja, wie man den Ausführungen über die Umsatzvariation entnehmen kann, kein individuelles schicksal des Arztes ist -- vielmehr vielmehr zeigt die mit dem Alter zunehmende Umsatzvarianz, daß es Ärzten sehr wohl möglich ist, dieser "Gesetzmäßigkeit" zu entrinnen. Das Bild vom durch Überlastung frühzeitig verhärmten Arzt jedenfalls scheint uns nicht über alle Zweifel erhaben. Man wird weiter zu verfolgen haben, ob letztlich

maßgebend "das biologische Nachlassen im Wettbewerb"¹ oder die hier behauptete technisch-wissenschaftliche Leistungsabnahme ist. Für den einzelnen Arzt wie für die Ärzteschaft insgesamt dürfte das nicht unerheblich sein.

Lebensumsatz- und -einkommenskurven erwecken sehr häufig den Eindruck einer sehr strengen Determination der jeweils abhängigen Variablen von der unabhängigen, nämlich dem Alter. Daher könnte der Eindruck entstehen, dem Alter der Praxis und des Inhabers komme ein hoher Erklärungswert zu. Die Anhaltspunkte für die Bedeutung des Einflußfaktors, die man dem Anteil der Gesamtvarianz, der durch den Faktor erklärt wird, entnehmen kann, lassen allerdings in dieser Hinsicht starke Zweifel aufkommen.

Wir sind oben der vom Statistischen Bundesamt vorgenommenen Gruppierung gefolgt. Bei einer solchen Einteilung ist es sinnvoll, die in der Varianzanalyse praktizierte Zerlegung der Gesamtvarianz in Teilvarianzen vorzunehmen.

Es sind $n=974$ Allgemeinpraktiker in $r=4$ Gruppen eingeteilt. Die Summe der Abweichungsquadrate

$$SAQ = \sum_{i=1}^r \sum_{k=1}^{n_i} (x_{ik} - \bar{x})^2$$

¹ Ibid., 1332.

läßt sich definitorisch zerlegen in

$$SAQ = SAQ_1 + SAQ_2$$

wobei

$$SAQ_1 = \sum_{i=1}^r n_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2$$

die Summe der Abweichungsquadrate zwischen den Gruppenmittelwerten bezeichnet und damit auf den hier untersuchten Bestimmungsfaktor "Jahr der Praxisgründung" zurückzuführen ist.

$$SAQ_2 = \sum_{i=1}^r \sum_{k=1}^{n_i} (x_{ik} - \bar{x}_i)^2$$

bezeichnet die Summe der Abweichungsquadrate innerhalb der Gruppen, also den Teil von SAQ , der durch den genannten Bestimmungsfaktor nicht erklärt werden kann.

Ohne auf Berechnungsdetails einzugehen, seien die sich ergebenden Summen der Abweichungsquadrate genannt:

$$SAQ_1 = 1.4712 \text{ E } 11$$

$$SAQ_2 = 4.5466 \text{ E } 12 .$$

Bei einer Summe der Abweichungsquadrate für alle Umsätze praktischer Ärzte von

$$SAQ = 4.6937 \text{ E } 12$$

entfallen auf den hier untersuchten Bestimmungsfaktor von der Gesamtvarianz etwa 3%. Wobei stochastische Einflüsse hier noch keine Berücksichtigung gefunden haben.

b) Der Einfluß des Praxisstandortes
auf das ärztliche Einkommen

Die Standortwahl ist für den niederlassungswilligen Arzt von entscheidender Bedeutung, denn die einmal gefällte und durchgeführte Entscheidung hat weitreichende Bindungen zur Folge: die Praxisräume sind meist mittelfristig vertraglich gebunden, die Praxiseinrichtung ist wahrscheinlich über ein Netz von Bürgschaften, Krediten der Kassenärztlichen Vereinigung, Bankkrediten und Eigenkapital finanziert, das nicht ohne schwerwiegenden Grund in Gefahr gebracht werden soll; kurz: die Standortentscheidung ist wahrscheinlich in nächster Zeit nicht rückgängig zu machen. Dies ist denn auch der Grund, warum das Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung sorgfältige Sondierungen schon 18 - 6 Monate vor der eigentlichen Standortwahl empfiehlt.¹ In der vom selben Institut angegebenen Liste der vom niederlassungswilligen Arzt besonders zu berücksichtigenden Faktoren steht die Einwohnerzahl des Niederlassungsortes an erster Stelle; und in der Tat sind mit dieser Wahl nicht nur Entscheidungen für das spezifische Milieu von Klein-, Mittel- oder Großstadt einerseits und Land andererseits, für eine bestimmte Freizeitgestaltung ebenso wie für organisatorische Fragen

¹ H. Narr, Standortwahl und Raumbeschaffung. Niederlassungsservice des Zentralinstituts für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland (Köln, 1976), 9.

der Praxis gefallen, sondern es wird in systematischer Weise das Einkommen des betreffenden Arztes beeinflußt.

Dabei ist zunächst zu denken an die Finanzierungshilfen der Kassenärztlichen Vereinigungen, die im Rahmen des Sicherstellungsauftrags natürlich nur dann gewährt werden, wenn der niederlassungswillige Arzt bereit ist, seinen Sitz in kassenärztlich unterversorgten Gebieten zu nehmen.¹ Als primäre Einflußfaktoren ärztlicher Einkommen kann man diese Steuerungsinstrumente selbst nicht betrachten -- zu offensichtlich sind sie gerade zu dem Zweck eingerichtet, monetäre und nicht-monetäre Standortnachteile in unterversorgten Gebieten auszugleichen.

¹ Es handelt sich dabei um

- " - zinslose oder zinsgünstige Darlehen zur Praxisgründung
- Gewährung von Zinszuschüssen für Bankdarlehen
- zinslose Honorarvorschüsse zur Erleichterung der Anlaufzeit
- Umsatzgarantien
- Bürgschaften
- Vorfinanzierung des Baues von Arztgehäusern "

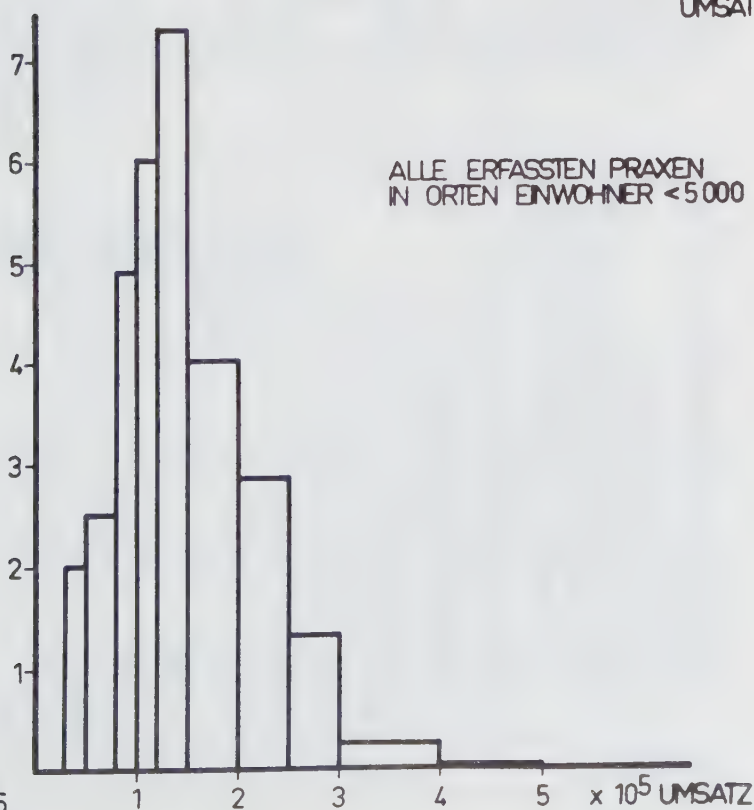
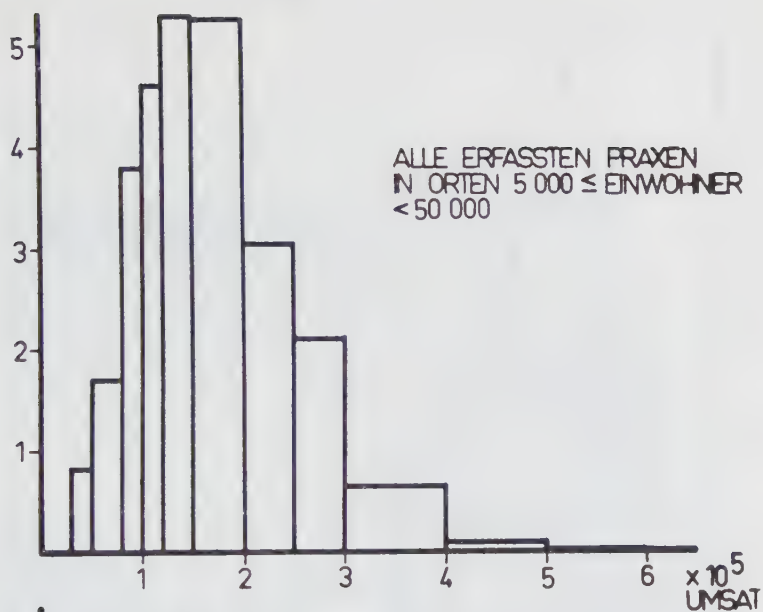


ABB. 15

$\times 10^{-6}$ HÄUFIGKEITSDICHTE

254

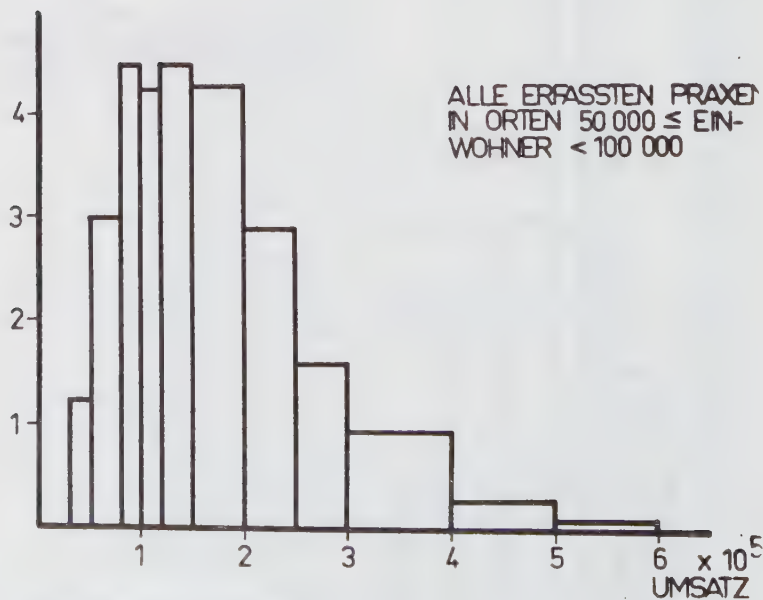
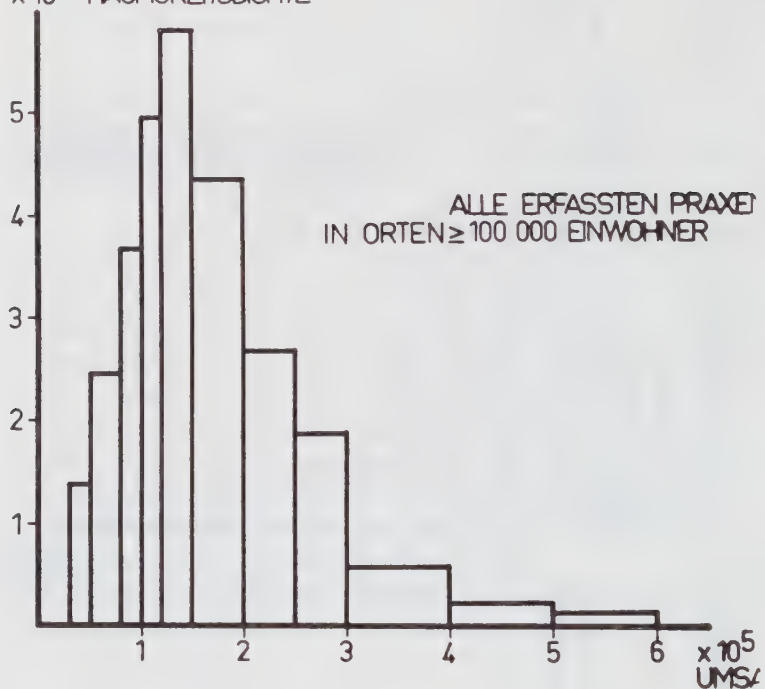


ABB. 16

Da uns direkt erhobene Einkommensdaten nicht zur Verfügung stehen, wollen wir uns zunächst mit der Umsatzverteilung in Abhängigkeit von der Gemeindegrößenklasse befassen. Einen Überblick dazu gibt die folgende Tabelle.

Verteilungskennziffern für alle erfaßten Ärzte nach Gemeindegrößenklassen				
Gemeinde- Kenn- gröÙe ziffer	kleiner als 5000	5000 bis 50000	50000 bis 100000	größer als 100000
arithm. Mittel	155964 (4780)	182555 (3090)	187025 (7220)	183329 (3650)
Median	142347	169737	167442	161503
Variations- koeffizient	0.4574	0.4543	0.5459	0.5439
Schiefte II n. Pearson	0.5727	0.4637	0.5754	0.6566
Konzentrations- koeffizient n. Gini	0.2483	0.2453	0.2935	0.2852

in Klammern: Standardfehler des arithm. Mittels

Zunächst wird deutlich, daß in kleineren (unter 5000 Einwohner zählenden) Gemeinden die beiden angegebenen Mittelwerte klar unter den entsprechenden Kennziffern für alle erfaßten Ärzte liegen: die Umsatzdifferenz dürfte zwischen 20 000 und 25 000 DM jährlich groß sein. Schon in der nächsten Gemeindegrößenklasse (5000 bis 50000 Einwohner) werden bei beiden Mittelwerten die für alle Ärzte durchschnittlich geltenden Werte erreicht.

Aus der Tabelle lassen sich Anzeichen dafür entnehmen, daß in großen Städten (Einwohnerzahl größer als 100000) der Umsatz gegenüber den mittleren Gemeindegrößenklassen etwas absinkt. Allerdings sind genaue Aufschlüsse wegen der Größe der Standardfehler hier noch nicht möglich.

Das Umsatzmaximum liegt nach der Tabelle in der Gemeindegrößenklasse von 50 000 bis 100 000 Einwohner. Jedoch sollte man dieses Ergebnis nicht überbewerten: wie die folgende Tabelle zeigt, gab es im Jahre 1970 nur 61 Gemeinden dieser Größe in der Bundesrepublik, dagegen 1475, die 5000 bis 50 000 Einwohner zählten. Aus diesem Grund fällt denn auch der Standardfehler des arithmetischen Mittels ziemlich groß aus.

Zahl der Gemeinden in den Gemeindegrößenklassen

Zahl und Anteil d. Gemeinden mit ... bis unter ... Einwohnern		
kleiner als 5000	20 915	0.929
5000 - 50 000	1 475	0.066
50 000 - 100 000	61	0.0027
größer als 100 000	59	0.0026

Quelle: eigene Berechnungen nach Stat. Jahrbuch 1972, 34.

Daß in kleinen Gemeinden der Praxisumsatz relativ niedrig ist, erstaunt nicht; Fachärzte mit größeren Umsatzdimensionen brauchen die Agglomeration, um eine wirtschaftlich sinnvolle Zahl der Fälle zu haben. Dies würde es erwarten lassen, daß der höchste Durchschnittsumsatz in Großstädten auftritt -- das kann man zwar aufgrund des vorliegenden Datenmaterials nicht ausschließen, andererseits deuten aber auch die Zahlen darauf hin, wenn man der statistischen Sicherheit einmal verminderte Aufmerksamkeit schenkt, daß bei Großstädten auch die optimale Arztdichte überschritten sein könnte, weil sich möglicherweise zuviele Ärzte in den vorhandenen potentiellen Umsatz teilen müssen. Von daher wäre es nicht uninteressant, einmal nähere Angaben zu den Arztdichten für die angeführten Gemeindegrößenklassen zum Vergleich heranzuziehen.

Ein ungefähres Bild darüber versuchen wir auf die folgende Weise zu erhalten: da der Repräsentationsgrad der Kostenstrukturerhebung bei den Ärzten 3.7% beträgt, rechnen wir die Daten für die Bundesrepublik hoch und dividieren dann die Zahl der sich ergebenden Allgemeinpraktiker, Fachärzte(ohne Internisten)und Internisten durch die Zahl der Wohnbevölkerung, die in jede der aufgeführten Gemeindegrößenklassen fällt; das Ergebnis ist tabellarisch und grafisch festgehalten.

Arztdichten nach Gemeindegrößenklassen
und Arztgruppen¹

Gemeindegrößen- klasse	kleiner als 5000 Ew.	5000 bis 50 000	größer als 50 000 Ew.
Wohnbe- völkerung in Tausend	18 124.6	18 644.7	23 881.3
relativ	0.299	0.307	0.394
Ärzte pro Tausend Wohnbevölk.			
- Allgemein- praktiker	0.3	0.6	0.4
- Internisten	0.0	0.1	0.2
- Fachärzte ohne Intern.	0.0	0.3	0.5

Quelle: eigene Berechnungen nach Statistisches
Bundesamt, Statistisches Jahrbuch 1972, 34
und Hochrechnung der Kostenstruktur-
erhebung: Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte 1971

Aus der Tabelle wird die Konzentration
der Ärzte in größeren Städten deutlich. Fach-
ärzte werden erst in der Gemeindegrößenklasse

¹ Die angegebenen Dichteziffern hängen
durch die Hochrechnung sehr stark von
der Stichprobenauswahl ab. Auch wenn hier
nur 1 signifikante Stelle angegeben ist
und die beiden letzten Gemeindegrößenklassen
zusammengefaßt worden sind, müssen sie doch
mit großer Vorsicht interpretiert werden.

von 5000 bis 50 000 Einwohnern tätig. Sehr interessant ist der Blick auf die Tabelle aus der Perspektive des Allgemeinpraktikers: in kleinen Gemeinden trägt er die medizinische Versorgung der Bevölkerung alleine. In den mittleren Gemeindegrößenklassen stehen 6 Allgemeinärzten pro zehntausend Einwohner etwa 4 "konkurrierende" Fachärzte gegenüber, davon 1 als zu großen Teilen für seine Leistungen substitutional einzuschätzender Internist. In der oberen Gemeindegrößenklasse kommen auf 4 Allgemeinpraktiker pro zehntausend Einwohner etwa 7 Fachärzte, davon 2 Internisten. Es erscheint daher nicht unwahrscheinlich, daß von der Umsatzreduzierung durch zunehmenden Konkurrenzdruck besonders der Allgemeinpraktiker in großen Städten betroffen ist. Dieser Vermutung wollen wir anhand der nächsten Tabelle nachgehen.

Verteilungskennziffern für Allgemeinpraktiker nach Gemeindegrößenklassen

Gemeinde- Kenn- größe ziffer	kleiner als 5000	5000 bis 50000	50000 bis 100000	größer als 100000
arithm. Mittel	156818 (4830)	169246 (3507)	138047 (7825)	149187 (3860)
Median	143667	162605	130909	139211
Variations- koeffizient	0.4453	0.4236	0.4535	0.4353
Schiefte II n. Pearson	0.5650	0.2779	0.3421	0.4609
Konz.koeff. n. Gini	0.2411	0.2280	0.2431	0.2414

in Klammern: Standardfehler des arithm. Mittels

Quelle: eigene Berechnungen nach Kostenstruktur-
erhebung Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte 1971.

Die Tabelle bestätigt die Vermutung: zumindest bei Allgemeinpraktikern ist es keineswegs so, daß die Großstadt die höchsten Umsätze ermöglicht, hier wird schon fast das Gegenteil deutlich: die höchsten Umsätze werden in der Gemeindegrößenklasse von 5000 bis 50 000 Einwohner erzielt. In kleineren Gemeinden liegt der Umsatz des Allgemeinpraktikers spürbar niedriger, in größeren jedoch noch wesentlich deutlicher darunter (wobei wir dem Minimum in der Gemeindegrößenklasse von 50 000 bis 100 000 Einwohner wegen des hohen Standardfehlers keine große Bedeutung beimessen können) -- vom höchsten Durchschnittsumsatz zu dem in größeren Städten liegt immerhin eine Differenz von rund 20 000 DM jährlich. Der Vergleich mit den Internistendichten in den Gemeindegrößenklassen ergibt folgendes: hohe Umsätze von Allgemeinpraktikern zeichnen sich dort ab, wo die Internistendichte relativ niedrig ist, besonders niedrig werden sie dort, wo sich mehr Internisten befinden.

Natürlich sind die Daten der Kostenstrukturserhebung nur sehr begrenzt geeignet, einen Überblick zu den Arztdichten zu geben. Allerdings: auf die Tendenz, die weitere Untersuchungen fruchtbar erscheinen läßt, sollte doch hingewiesen werden. Man wird dem Konkurrenzdruck, dem Allgemeinpraktiker gerade in großen Städten ausgesetzt sind, mehr Beachtung schenken müssen, wenn die Attraktivität dieses Berufes nicht noch weiter absinken soll.

Die Daten geben Anhaltspunkte dafür, daß vom Umsatz her gesehen Gemeinden mit 5000 bis 50000 Einwohnern die "ideale" Umgebung für Allgemeinärzte sind: in größeren Gemeinden wird die Konkurrenz der Internisten, die in vielen Fällen die Hausarztfunktion übernehmen, zu stark, in kleineren Gemeinden gibt es zwar diese Konkurrenz nicht, dafür gestatten aber Arbeitsbedingungen und die vorhandene Klientel anscheinend nicht so hohe Umsätze. Die Gemeindegrößenklasse von 5000 bis 50000 Einwohnern ist auch noch in anderer Hinsicht bemerkenswert: die relative Streuung der Umsätze ist dort, verglichen mit anderen Größenklassen am niedrigsten, ebenso die Umsatzkonzentration und die Schiefe der Umsatzverteilung. Spitzenumsätze werden also weniger erzielt, dafür liegt aber der Durchschnittsumsatz hoch.

Die Streuungszerlegung für die hier in Frage stehende Einteilung der Umsätze von Allgemeinpraktikern nach Gemeindegrößenklassen ergibt:

$$SAQ_1 = 1.0014 \text{ E } 11$$

$$SAQ_2 = 4.5936 \text{ E } 12;$$

von der Gesamtstreuung entfallen mithin etwa 2% auf den untersuchten Bestimmungsfaktor "Gemeindegrößenklasse".

Wie bereits erwähnt, gibt es erwartungsgemäß so gut wie keine Internisten in Orten unter 5000 Einwohner. Ein Vergleich mit der

Umsatzsituation der Allgemeinpraktiker kann sich also lediglich mit der Frage befassen, ob wie bei diesen auch bei Internisten eine Tendenz zu einem niedrigeren Umsatz in großen Städten besteht. Die Verteilungskennziffern für Internisten in Orten mit weniger als 50000 Einwohnern und in Orten mit größeren Einwohnerzahlen zeigt die folgende Tabelle.

Verteilungskennziffern für Internisten nach Gemeindegrößenklasse

Gemeinde- Kenn- größe ziffer	kleiner als 50000	größer als 50000
arithm. Mittel	230000 (10860)	228420 (9033)
Median	207690	209820
Variationskoeff.	0.4327	0.4827
Schiefte II n. Pearson	0.6724	0.5061
Konzentrations- koeff. n. Gini	0.2359	0.2618

In Klammern: Standardfehler d. arithm. Mittels

Quelle: eigene Berechnungen nach Kostenstruktur-
erhebung Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte 1971.

Es ergibt sich, daß Internistenumsätze in den Gemeindegrößenklassen, wo diese Fachärzte überhaupt auftreten, keine signifikanten Unter-

schiede aufweisen. Lediglich die Umsatzkonzentration liegt in großen Städten ein wenig über der in Gemeinden mit unter 50000 Einwohnern.

Während der mittlere Umsatz der Allgemeinärzte in allen Gemeindegrößenklassen deutlich unter dem Durchschnittsumsatz für alle Ärzte liegt (mit Ausnahme natürlich der Gemeinden unter 5000 Einwohner, da sie hier nahezu allein die medizinische Versorgung der Bevölkerung tragen), liegt der mittlere Umsatz der Internisten ebenso deutlich darüber.

c.) Praktische Ärzte und Fachärzte:
Der Einfluß der Weiterbildung

Bisher haben wir die Sprachsymbole "Allgemeinpraktiker", "Allgemeinmediziner" und "Praktischer Arzt", wie es wohl den Gepflogenheiten entspricht, synonym verwendet. Nach den Berufsordnungen, verabschiedet durch den 71. und 79. Deutschen Ärztetag (1968 und 1976) wird man künftig den Praktischen Arzt oder Allgemeinpraktiker von dem Arzt für Allgemeinmedizin oder Allgemeinarzt unterscheiden müssen. Die beiden Letztgenannten sind Fachärzte, die die entsprechende Anerkennung nach 4-jähriger Weiterbildung oder auf Antrag, wenn sie im Jahre 1968 schon 10 Jahre als Praktischer Arzt tätig waren, erhalten (§ 31 Abs. 3, Satz 1 der Berufsordnung für deutsche Ärzte).

Als Beweggründe für die Einführung eines Facharztes für Allgemeinmedizin kann man neben dem Bestreben, zu einer internationalen (besonders europäischen) Vereinheitlichung zu gelangen, wohl vor allem die zunehmende Geringschätzung des nicht spezialisierten Arztes durch Kollegen, Nachwuchs und Bevölkerung nennen, verbunden mit der Kenntnis von den relativ niedrigen Einkommenschancen des Praktischen Arztes.

Von 1958 bis 1968 verminderte sich jedenfalls die Zahl der Praktischen Ärzte von 26 957 um 306 auf 26 651; dagegen erhöhte sich die Zahl der Fachärzte im gleichen Zeitraum

von 14 229 auf 19 543.¹ Ob primär die genannten Einkommensunterschiede für den zunehmenden Anteil an Fachärzten verantwortlich sind, bedarf genauerer Prüfung. Zumindest sind noch andere Gründe denkbar, von denen die Ärzteanalyse hervorhebt:

1. eine allgemein (also auch außerhalb der Medizin) feststellbare Tendenz zum Spezialistentum;
2. die Tatsache, daß an den Ausbildungsstätten in allen Fachgebieten gelehrt wird -- aber kein Fachgebiet für die Allgemeinmedizin existiert;
3. die allgemeine Landflucht (mit der Konsequenz einer geringeren Notwendigkeit der Versorgung auf dem flachen Land tragenden Praktischen Arztes), verbunden mit der Furcht vor dem geringen Sozialprestige des Allgemeinpraktikers

Auf der anderen Seite spricht für eine durch Einkommensüberlegungen beeinflusste Wahl der Spezialisierung als solche und der Spezialisierungsrichtung, daß die (relativ schlecht verdienenden) Hautärzte in dem genannten Zehnjahreszeitraum nur 1.3% Zuwachs verzeichnen konnten, die Röntgenologen, Urologen und Orthopäden dagegen 76.4 bis 84.2%.²

Wir wollen hier keine Motivforschung betreiben; wenn Fachärzte ein höheres Einkommen beziehen als Allgemeinpraktiker, so ist das

¹ Ärzteanalyse. Zahl, Struktur und Nachwuchsbedarf der Ärzte, ergänzt auf den Stand von 1967 von S. Koller (Bonn, 1970), 71.

² Ibid., 72.

nicht unbedingt als Ausdruck ihrer ökonomischen Besserstellung anzusehen, sondern kann zunächst auch ein Zeichen ökonomischer Gleichstellung sein. Ein ökonomischer Anreiz (gleichviel wie junge Mediziner auf diesen Anreiz reagieren) für eine Facharztausbildung wird allerdings dann vorliegen, wenn die Einkommensausfälle während der Weiterbildung und andere studienbedingte Zusatzaufwendungen durch die spätere Facharztstätigkeit überkompensiert werden.

Die Weiterbildung zum Facharzt bedeutet eine weitere Investition des Arztes in human capital; wie man der Darstellung des entsprechenden theoretischen Ansatzes entnehmen kann (s.o. III.1.b.(2)), sind mit einer solchen Weiterbildung verbunden:

- ein kürzeres Arbeitsleben,
- ein Einkommensverzicht während der Ausbildung,
- erhöhte Ausbildungsaufwendungen.

Folgt man dem Kompensationsgedanken, d.h. unterstellt man, Facharzt und Allgemeinpraktiker (ohne Weiterbildung) sollten von den über das Arbeitsleben integrierten Einkommensströmen her gleichbehandelt werden, so wird der Facharzt allein aus diesem Grunde schon ein höheres Einkommen beziehen müssen.

Aus den dargestellten Theorien kann man jedoch noch konkretere Hypothesen über die zu erwartende Einkommensverteilung ableiten: wenn man von unterschiedlichen Ausbildungsdauern bei Fachärzten ausgeht und unterstellt, daß diese mit den Fähigkeiten positiv korrelieren, dann wird man bei Fachärzten eine größere Ab-

weichung von einer symmetrischen Einkommensverteilung erwarten können als bei Praktischen Ärzten.

Stellt man zudem noch den von Reder angedeuteten Effekt in Rechnung, dann ist bei Fachärzten von einer größeren Sensitivität auszugehen: schwierigere diagnostische und therapeutische Fälle, die sich das leisten können, werden bereit sein, mit anderen um die Behandlung durch die ärztliche "Kapazität" zu konkurrieren -- wobei die privaten Krankenversicherungsunternehmen die Superiorität ärztlicher Spitzenleistungen fördern, indem sie höheren Einkommensklassen das Eingehen auf ärztliche Preisdifferenzierung leichtmachen.

Zur Prüfung der Zusammenhänge vergleichen wir zunächst die Umsatzverteilungen von Allgemeinpraktikern und Fachärzten; wir erhalten die folgenden Kennwerte:

	Allgemeinprakt.	Fachärzte 1971
Median	148 859	182 125
arithm. Mittel ¹	158 701	204 758
Standardabw.	69 455	105 975
Variationskoeff.	0.4377	0.5176
Schiefe II	0.4251	0.6407
Konz. Gini	0.2382	0.2798

Quelle: eigene Berechnungen nach Kostenstruktur-erhebung 1971

¹ Das arithmetische Mittel wurde wie alle anderen Werte wegen der Einheitlichkeit des Rechenverfahrens aus klassierten Daten berechnet; gegenüber dem auch exakt zu ermittelnden Durchschnitt ergeben sich geringfügige Abweichungen.

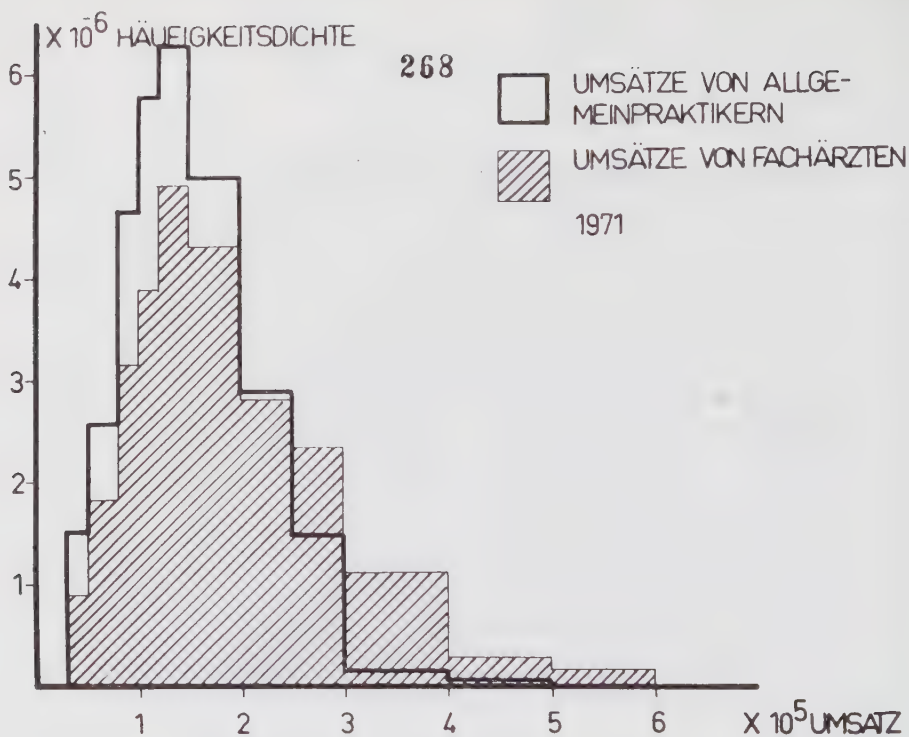


ABB. 17

Der Vergleich zeigt, daß Fachärzte im Durchschnitt 22% (Median) bzw. 29% (arithmetisches Mittel) höhere Umsätze haben als Allgemeinpraktiker. Die Streuung der Umsätze ist bei Fachärzten absolut und relativ größer als bei den Allgemeinpraktikern. Auch die Schiefe der Verteilung der Facharztumsätze ist, wie prognostiziert, nicht unerheblich größer als bei den Medizinern, die nicht Fachärzte sind.

Die Umsatzdifferenz zwischen Allgemeinpraktikern und Fachärzten erscheint ziemlich groß in Hinsicht darauf, daß die zusätzlichen Aufwendungen für die Weiterbildung nicht sehr ins Gewicht fallen. Bei der Einschätzung dieser Zusammenhänge muß bedacht werden, daß die verschiedenen Einflüsse einkommensbestimmender Faktoren hier nicht differenziert betrachtet werden, so daß andere Determinanten ebenso gut kumulierend wie paralyisierend auf die Einflüsse der Weiterbildung zum Facharzt wirken können. Die Trennung der quantitativen Bedeutung der Einzelfaktoren würde am besten mittels einer multiplen Regressionsanalyse erreicht.

Für die Darstellung eines entgegengesetzten Ergebnisses können wir auf einen Teil einer Arbeit Häußlers zurückgreifen.

Dieser konnte die Abrechnungsunterlagen von 169 Praktischen Ärzten mit abgeschlossener Weiterbildung als Facharzt aus den Quartalen IV/65 und IV/66 der KV Nord-Württemberg studieren.

Er setzte sich dabei die Aufgabe zu untersuchen, "ob ein Zusammenhang besteht zwischen der Art der Weiterbildung und dem Umfang sowie dem Inhalt der späteren Tätigkeit als Praktischer Arzt"¹. Zum Vergleich wurde eine Gruppe von Praktischen Ärzten gebildet, die in allen übrigen Merkmalen möglichst mit der der 169 weitergebildeten Praktischen Ärzte übereinstimmte. Die Kontrollgruppe hatte vor der Zulassung die übliche allround-Vorbereitung erfahren.

Interessanterweise rechnen die fachärztlich ausgebildeten Praktiker weniger Leistungsbedarf ab als die Praktiker der Kontrollgruppe. Dabei konzentrieren sich die Leistungen der speziell weitergebildeten Praktischen Ärzte auf das jeweilige Fachgebiet: z.B. rechnen die Internisten mehr EKG-Leistungen ab etc. Zudem unterscheiden sich die Leistungsspektren signifikant nach der Gemeindegroßenklasse.²

Häusslers Ergebnisse könnte man daher so interpretieren, daß die Facharztausbildung das Leistungsspektrum gegenüber dem Praktischen Arzt eher einschränkt als ausdehnt. Wenn man auch Häusslers Untersuchung als methodisch weniger gut abgesichert bezeichnen kann als die Kostenstrukturerhebung, so weisen doch seine Ergebnisse auf einen möglichen Widerspruch hin,

¹ S. Häussler, Die Weiterbildung zum Arzt für Allgemeinmedizin (Stuttgart, 1969), 55.

² Ibid., 56 et passim.

dessen genaue Ursachen näher zu erforschen sind. Zu denken ist dabei vor allem an die Tatsache, daß die Ärzte in den Jahren 1965/66 erst noch "lernen" mußten, wie man mit der neu geschaffenen GOÄ abrechnet.

Ebenfalls zu einem dem hier gezeigten entgegengesetzten Ergebnis gelangt Krekeler, wenn er schreibt:

Die Zahlen ... beweisen, daß -- trotz höheren Anteils der Privatpraxis bei der Fachärzteschaft -- die durchschnittlichen Umsätze der Allgemeinpraktiker mit denen der meisten Fachärzte Schritt gehalten haben.¹

Dieser Widerspruch allerdings läßt sich leicht auflösen, denn er beruht auf einer fehlerhaften Tabelleninterpretation durch den Autor.²

Da sich Krekeler gerade auf den Vergleich von Praktischen Ärzten und Internisten stützt, seien hier zur Korrektur die Verteilungsfunktionen von Umsätzen und Gewinnen im logarithmischen Wahrscheinlichkeitsnetz angeben.

¹ K. Krekeler, Theorie und Praxis der berufsständischen Versorgung der Ärzte (Stuttgart, 1972), 72.

² Krekeler verwendet folgendermaßen klassiertes Material: die erste Spalte bezeichnet Umsatzklassengrenzen, die zweite die Durchschnittsumsätze von Allgemeinpraktikern in den Jahren 1963 und 1967 und die dritte die gleichen Zahlen für die Fachärzte. Wichtig wären jedoch gerade die jeweiligen Besetzungszahlen der Klassen gewesen -- ohne diese bezeichnen die angegebenen Werte lediglich die Durchschnittsnitte in den einzelnen Klassen, und diese können auch bei sehr unterschiedlichen Durchschnittswerten für die Gesamtheit gleich sein.

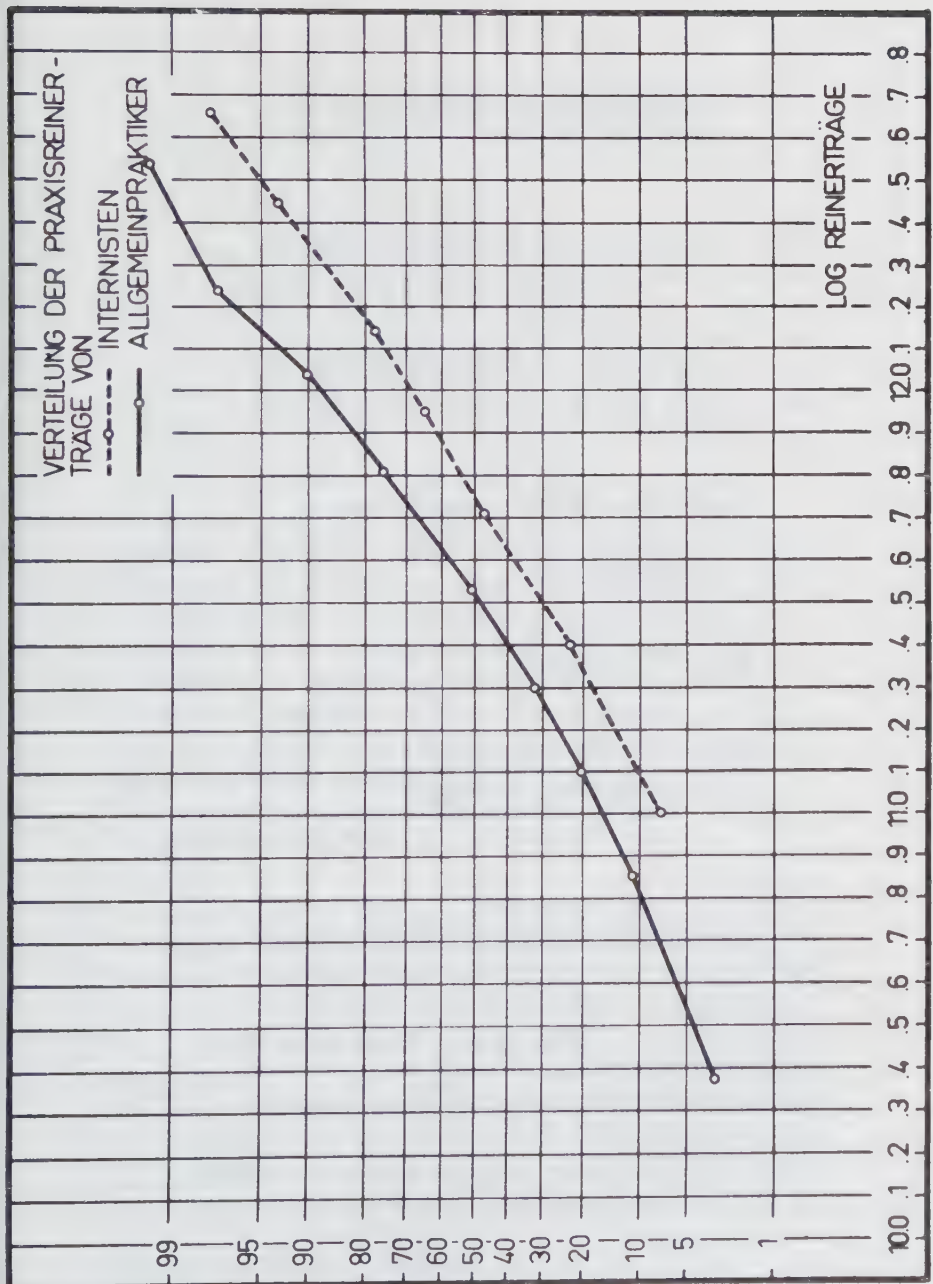


ABB. 18

- d.) Der Einfluß der gewählten Fachrichtung und der Weiterbildungszeit auf das ärztliche Einkommen

Der oben (Siehe III.1.b(2)) dargestellte human capital approach läßt Unterschiede in den Einkommen von Ärzten dann erwarten, wenn ihre Aus- und Weiterbildungszeiten ungleich sind. Die Einkommensunterschiede dienen dann dazu, die Einkommenssituationen von Ärzten, wenn man sie über das gesamte Leben betrachtet, überhaupt erst anzugleichen.

Das Verhältnis zweier Einkommen zueinander (a_n/a_{n-d}) soll dabei der folgenden Gleichung entsprechen:

$$\frac{a_n}{a_{n-d}} = \frac{e^{r(1+d-n)} - 1}{e^{r(1-n)} - 1} ,$$

wobei: l = Länge eines Arbeitslebens
 + Ausbildungszeit
 n = Ausbildungsdauer
 d = Ausbildungszeitdifferenz
 r = Diskontsatz für Zukunftseinkommen.

Die Anwendung dieses Modells auf die Verhältnisse in der Bundesrepublik Deutschland bereitet schon deswegen Schwierigkeiten, weil es hier um die Weiterbildung des approbierten Arztes geht -- also keineswegs um eine Ausbildungsverlängerung, die mit einem totalen Einkommensverzicht verbunden wäre. Eine Ermittlung des tatsächlichen Einkommensverzichts scheint uns aber ohne sehr genaue Untersuchungen zu der Einkommenssituation der Krankenhausärzte,

für die hier kein Raum ist, zuviel Arbiträres in die Rechnung zu bringen. Die Gefahr eines Artefaktes würde damit nicht mehr akzeptabel groß.

Vereinfachend schlagen wir daher folgende Vorgehensweise vor, die noch keinen vollständigen Verzicht auf die Thesen des human capital approaches bedeutet: Wir nehmen an, die durch die Beschlüsse des 71. und 79. Deutschen Ärztetages festgelegten Weiterbildungszeiten hätten für alle in der Kostenstrukturerhebung erfaßten Fachärzte Geltung gehabt, als diese sich jeweils in der Aus- und Weiterbildung befanden. Man wird zugeben müssen, daß diese Annahme von der Realität recht weit entfernt ist, schon weil es einige Facharztbezeichnungen früher nicht gab, andere wissenschaftliche Anforderungen gestellt wurden und z.B. in der Kriegszeit verkürzte Studien möglich waren. Andererseits dürften aber diese möglichen Sondereinflüsse zumindest auf die traditionellen Facharzttrichtungen hinreichend gleichmäßig verteilt sein.

Was also die Weiterbildungszeit angeht, so dürfen wir also die folgenden Facharztgruppen bilden:

Weiterbildungszeit n. Beschl. d. 71. Ärztetages

4 Jahre	5 Jahre	6 Jahre
Allgemeinarzt	Frauenarzt	Chirurg
Anästhesist	Kinderarzt	Internist
Augenarzt	Laborarzt	Neurochirurg
HNO-Arzt	Neurologe/Psychiat.	
Hautarzt	Psychiater	
Kinder- u.	Orthopäde	
Jugendpsychiater	Pathologe	
Lungenarzt	Pharmakologe	

Mund- u.
Kieferchirurg
Neurologe
Psychiater

Radiologe
Urologe

Zusätzlich nach Beschluß
d. 79. Deutsch. Ärztetages:

Arbeitsmediziner
Nuklearmediziner

Rechtsmediziner

Um den Einfluß unterschiedlicher Kosten-
situationen möglichst auszuschalten, werden
wir im folgenden von den durchschnittlichen
Reinerträgen ausgehen.

Facharztbezeichnung	Ø Reinertrag ¹	Standardfehler
---------------------	---------------------------	----------------

Fachärzte mit 4-jähriger Weiterbildung

Augenärzte	155 740.-	7 341
HNO-Ärzte	125 100.-	7 136
Hautärzte	74 450.- ⁺	

Fachärzte mit 5-jähriger Weiterbildung

Kinderärzte	95 110.-	5 296
Frauenärzte	117 520.-	6 220
Röntgenärzte (Radiol.)	185 760.-	9 313

Fachärzte mit 6-jähriger Weiterbildung

Internisten	141 620.- ⁺	4 454
Chirurgen	120 280.- ⁺	

Quelle: eigene Berechnungen nach Kostenstruktur-
erhebung Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte 1971.

¹ Wegen der Einheitlichkeit des Rechenver-
fahrens sind die durchschnittlichen Rein-
erträge aus klassierten Werten ermittelt.
Die mit + gekennzeichneten Werte ergeben
sich aus nichtklassierten Daten.

DIE VERTEILUNG DER
PRAXISREINERTRÄGE
VON ALLGEMEINPRAKTIKERN
1971

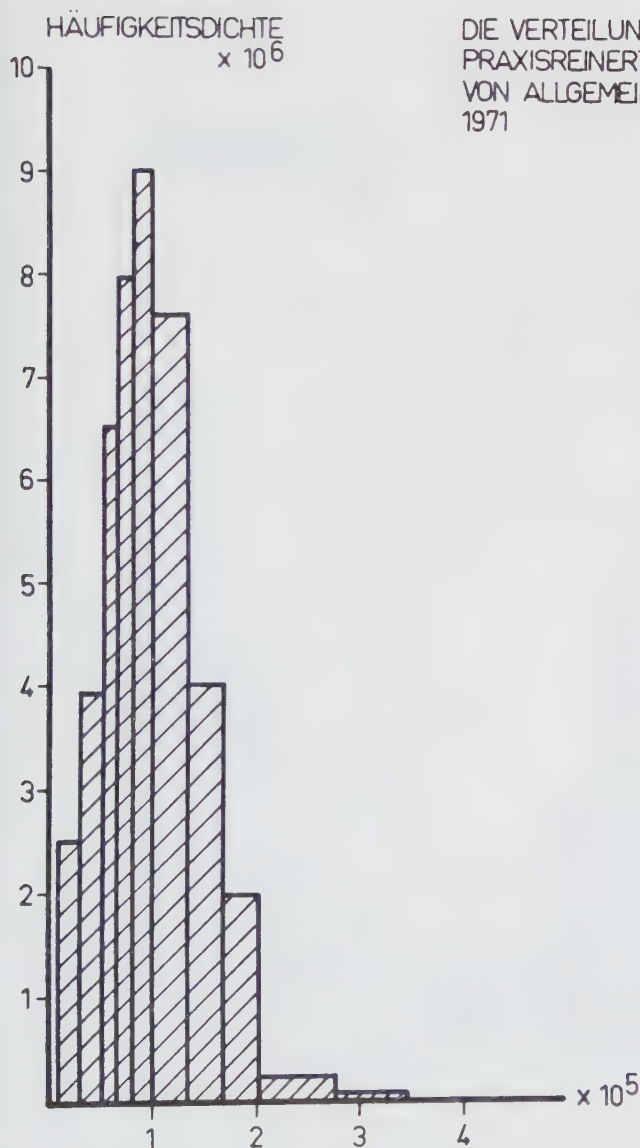


ABB. 19

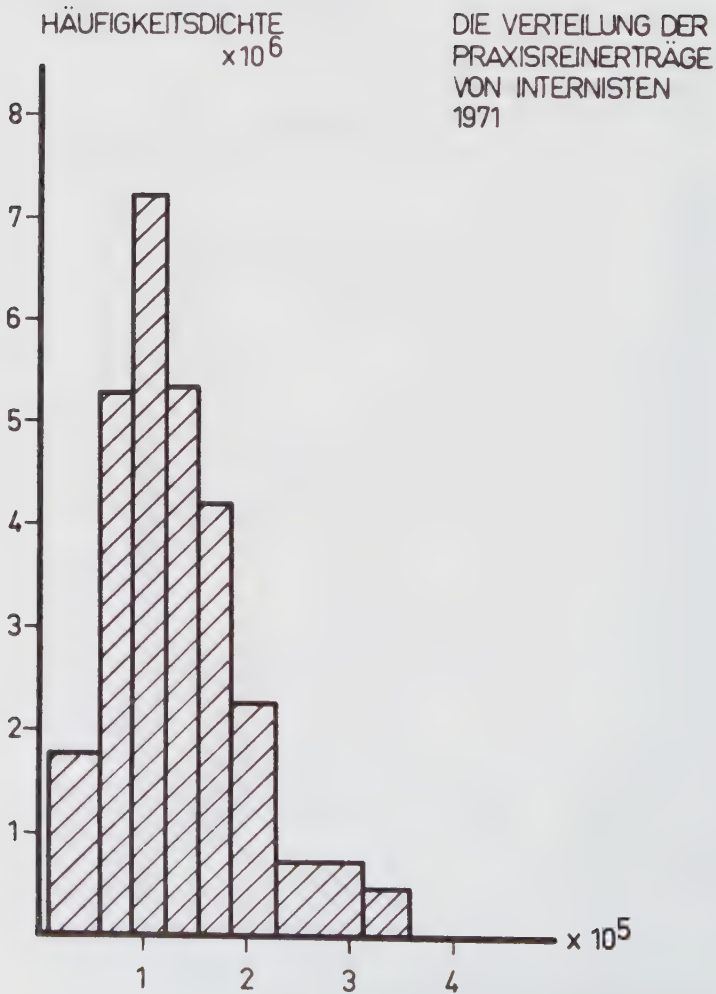


ABB. 20

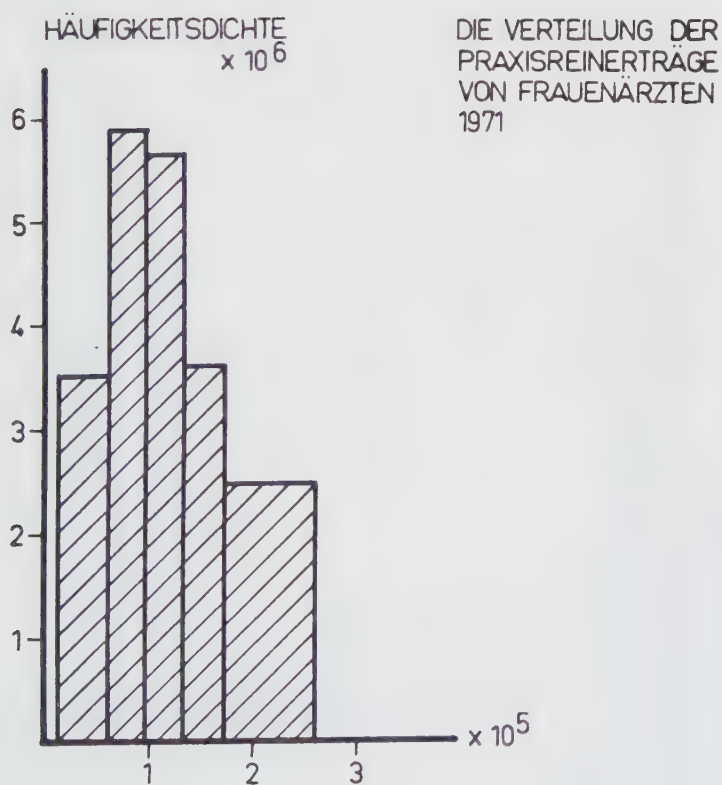
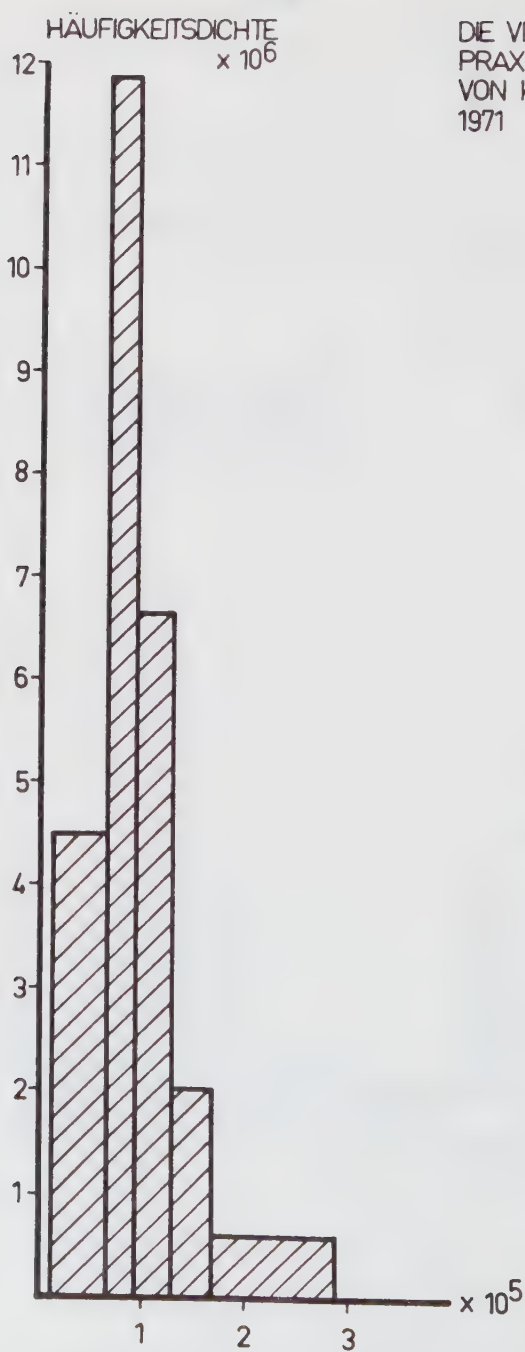


ABB. 21



DIE VERTEILUNG DER
PRAXISREINERTRÄGE
VON KINDERÄRZTEN
1971

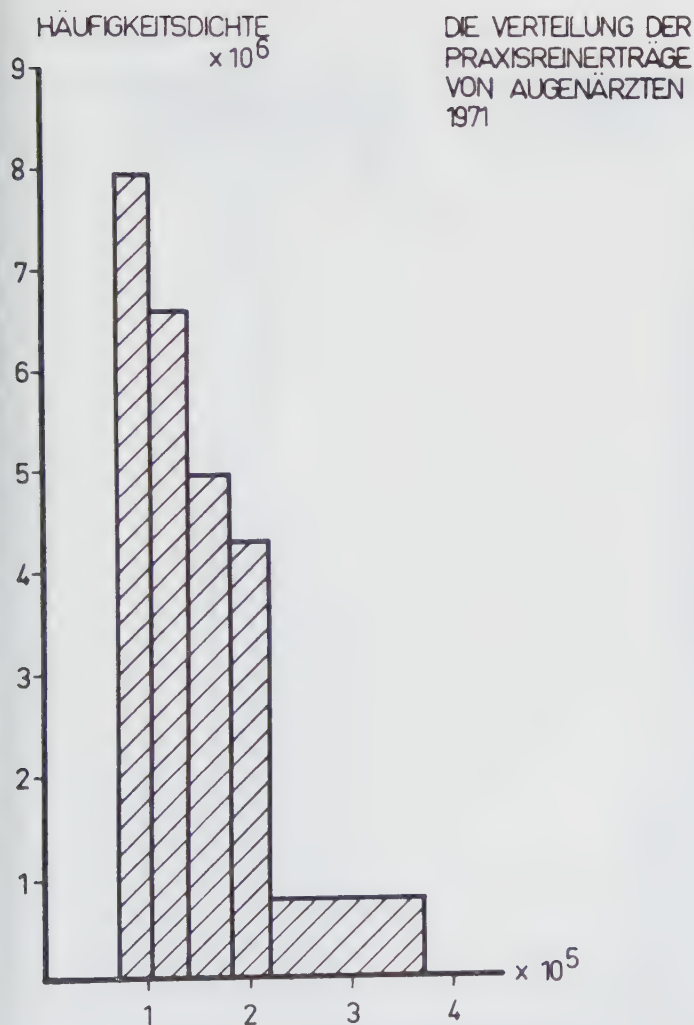


ABB. 23

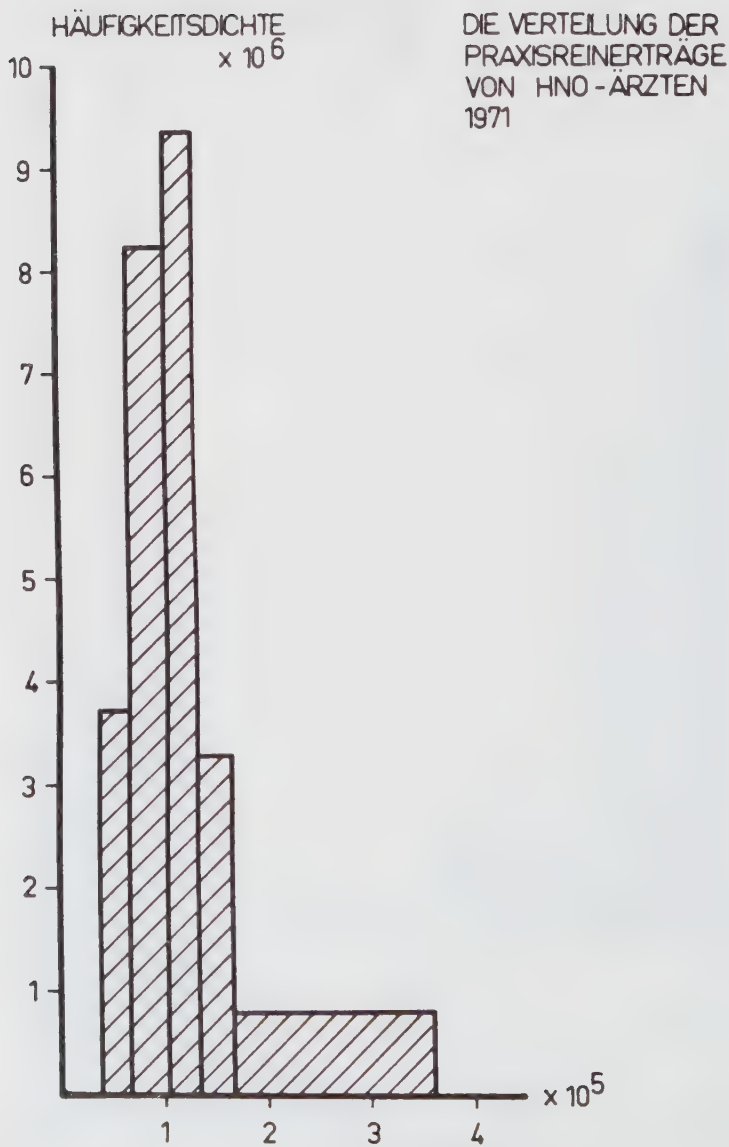


ABB. 24

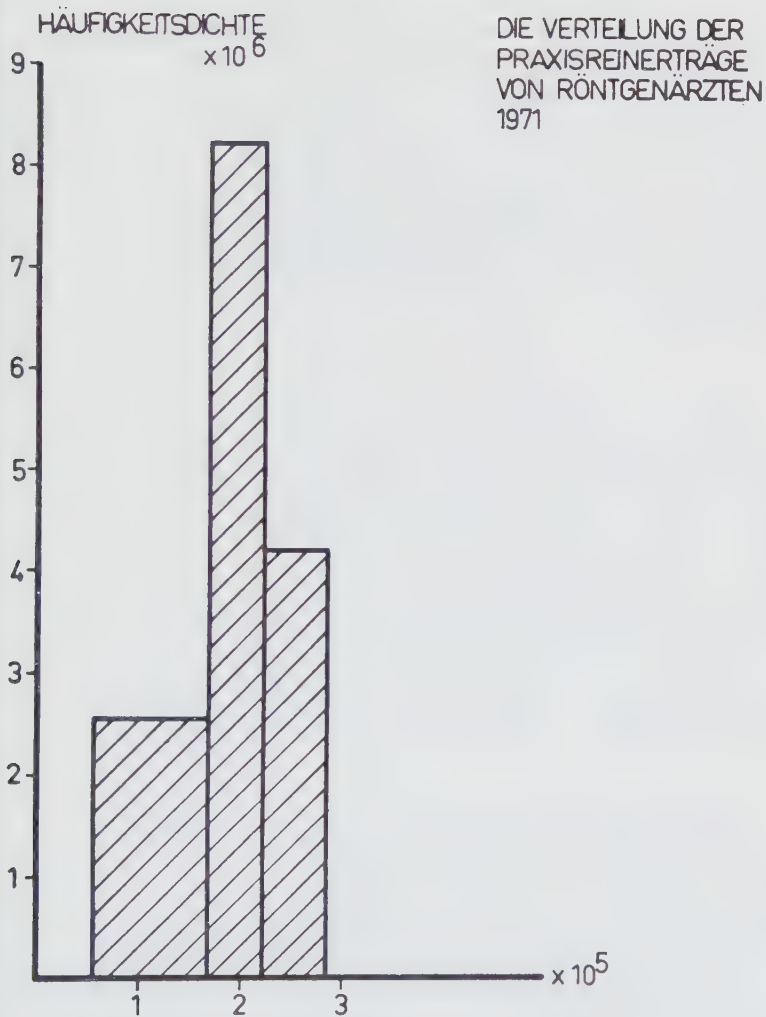


ABB. 25

Wie man sieht, ist das sich ergebende Bild sehr uneinheitlich: Zwar befinden sich die Hautärzte mit ihrem außerordentlich niedrigen Durchschnittsgewinn in der Facharztgruppe mit 4-jähriger Weiterbildung, jedoch liegt auch in dieser Gruppe das verhältnismäßig hohe Einkommen der Augenärzte. Den höchsten Durchschnittsgewinn wiederum erzielen die Röntgenärzte, die sich nicht in der Gruppe mit der längsten Weiterbildungsdauer befinden.

Auch ohne eine Varianzanalyse erkennt man sehr deutlich, daß der Weiterbildungsdauer keine große Bedeutung als Determinante der Einkommen zukommt, wie man das aufgrund des human capital approach vielleicht annehmen könnte. Dieser Ansatz muß der Einkommensrelation zwischen Kinder- und Röntgenärzten, die beide in die Gruppe der Fachärzte mit 5-jähriger Weiterbildung fallen, ratlos gegenüberstehen, wenn er sieht, daß Röntgenärzte knapp doppelt soviel Gewinn erzielen wie Kinderärzte.

Nach den in den vorhergehenden Abschnitten vorgelegten Ergebnissen bezüglich der Einflüsse von Standort, Gemeindegrößenklasse und Praxisalter ist es auch schwer vorstellbar, daß der eventuell vorzubringende Einwand richtig sein könnte, die außerordentlich deutlichen Einkommensunterschiede auch in Facharztgruppen mit gleicher Weiterbildungszeit seien auf die unterschiedliche Verteilung der genannten Merkmale bei den Fachärzten zurückzuführen. Wie wir

gesehen haben, sind diese Variablen nur imstande, einen sehr geringen Anteil der Gesamtvarianz zu erklären, so daß von daher kaum Störeinflüsse zu erwarten sind.

Wenn man auch Einschränkungen bezüglich der Validität unserer Aussagen in der Richtung machen muß, daß wir hier die aktuellen Weiterbildungsregelungen statt der tatsächlichen individuellen Weiterbildungszeiten zur Grundlage gemacht haben, so glauben wir doch, daß eine Untersuchung, die in solcher Weise differenziertere Angaben verwenden könnte, nicht zu wesentlich anderen Ergebnissen kommen würde: die Weiterbildungszeit hat einen sehr geringen Einfluß auf das von den Fachärzten erzielte Einkommen.

Der Blick auf die durchschnittlichen Reinerträge der Facharztgruppen stößt uns aber auch auf eine weitere, wie es scheint, auch fruchtbarere Hypothese für die Determinanten ärztlicher Einkommen: Betrachten wir die Extrema in der oben angegebenen Tabelle der Durchschnittseinkommen: Haut- und Kinderärzte einerseits, Röntgenärzte andererseits, so läßt die Alltagserfahrung es plausibel erscheinen, daß die Anteile von persönlicher ärztlicher Leistung und Kapital- und Hilfspersonalleistungen im ärztlichen Produktionsprozeß eine bedeutende Rolle spielen. Denn bekanntermaßen setzen Röntgenärzte sehr viel Kapital und für dessen Bedienung notwendiges Hilfspersonal ein, während bei Haut- und Kinder-

ärzten die Zuwendung des Arztes selbst ohne bedeutende Kapitalausstattung dominant ist. Das läßt uns die Frage aufwerfen, ob nicht auch in den mikroökonomischen, die personelle Einkommensverteilung betreffenden Zusammenhängen die in Verbindung mit der Theorie der doppelten Dynamisierung (s.u. VI. 2.) diskutierte Rolle des technischen Fortschritts in der ärztlichen Praxis von entscheidender Bedeutung sein könnte. Wir werden diesem Problem in dem folgenden Abschnitt nachgehen.

- e.) Zahl der Fälle, Leistungsbedarf
je Fall und der Anteil der Privat-
praxis in Abhängigkeit vom Umsatz

Während in den vorangegangenen Abschnitten a.) bis d.) Lage und Streuung der ärztlichen Umsätze in Abhängigkeit von ausgewählten Einflußfaktoren empirisch untersucht worden sind, geht es in dem vorliegenden und dem folgenden Abschnitt um systematische Veränderungen, die mit verschiedenen großen Praxisumsätzen verbunden sind. Dabei interessiert uns zunächst die Leistungsseite: d.h. die im Querschnitt unterschiedlichen Fallzahlen, Leistungsbedarfe je Fall und Anteile von Privat- und Kassenpraxis als abhängig gesehen von dem Umsatz der Praxis.

Prinzipiell kann ein erhöhter Praxisumsatz zustandekommen durch vermehrte Zahl der Fälle und/oder eine größere Zahl von Einzelleistungen pro Fall -- wobei sich verschiedene Effekte in Kassen- und Privatpraxis ergeben können. Es interessiert ferner die Frage, ob Umsatzmaxima auch bei überwiegender oder sogar ausschließlicher Kassenpraxis möglich sind, oder ob diese eine starke Ausdehnung der Privatpraxis voraussetzen.

Erste Antworten auf diese Fragen vermitteln die beiden folgenden Tabellen. Die erste teilt die durchschnittlichen Einnahmen aus selbständiger ärztlicher Tätigkeit für alle erfaßten Praxen auf in die Einnahmen aus Kassen- und Privatpraxis (Einnahmen aus sonstiger selbständiger Tätigkeit bleiben unberücksichtigt, da sie selten mehr als durchschnittlich 1% der Gesamteinnahmen ausmachen.).

Einnahmen aus selbst. ärztl. Tätigkeit

ALLE ERFASSTEN PRAXEN 1971

je erfaßte Praxis (1)	davon Kassen- praxis (2)	davon Privat- praxis (3)	je Praxis- inhaber (4)	Einnahmen aus Kass.p. je Schein (5)	Einnahmen aus Privatpr. je Fall (6)	Ø Zahl d. Scheine in Kass.pr. (7) = (2) / (5)	Ø Zahl d. Fälle i. Privatpr. (8) = (3) / (6)	(9) = (8) / (7)
40 728	34 049	6 354	40 728	21.37	58.99	1 593	108	.068
66 498	56 590	8 977	66 498	24.79	60.08	2 283	149	.065
89 974	76 568	12 506	89 378	26.90	55.51	2 846	225	.079
108 178	91 735	15 686	107 597	27.53	60.54	3 332	259	.078
133 980	112 409	17 086	133 564	28.29	62.28	3 973	274	.069
171 662	144 539	25 406	167 855	29.65	70.05	4 875	363	.074
217 365	183 239	33 257	217 365	32.28	73.01	5 677	456	.080
268 074	220 893	45 305	248 425	34.77	87.11	6 353	520	.082
337 753	273 580	61 471	326 769	43.85	89.64	6 239	686	.110
439 688	349 992	85 739	415 921	55.37	114.26	6 321	750	.119
525 938	415 491	107 817	495 000	51.98	103.05	7 993	1 046	.131

Einnahmen aus selbst. ärztl.
Tätigkeit

ALLGEMEINPRAKTIKER 1971

je erfaßte Praxis (1)	davon Kassen- praxis (2)	davon Privat- praxis (3)	je Praxis- inhaber (4)	Einn. aus Kassenpr. je Schein (5)	Einnahmen aus Privatpr. je Fall (6)	Ø Zahl d. Scheine in Kass.pr. (7) = (2) / (5)	Ø Zahl der Fälle i. Privatpr. (8) = (3) / (6)	(9) = (8) / (7)
40 719	34 652	5 660	40 719	21.16	68.25	1 638	83	.051
67 559	58 776	7 769	67 559	24.56	55.87	2 393	139	.058
89 482	76 776	12 259	88 509	26.05	57.00	2 947	215	.073
107 565	94 442	12 585	106 622	26.77	56.56	3 528	223	.063
133 568	115 002	17 765	132 846	26.35	58.43	4 364	304	.070
170 828	150 499	19 816	165 383	27.77	62.95	5 419	315	.058
215 940	188 948	26 561	215 940	29.54	65.24	6 396	407	.064
268 198	232 528	34 598	238 762	31.68	76.40	7 340	453	.062
337 312	287 727	47 224	318 573	31.23	72.74	9 213	649	.070
435 082	381 567	53 515	435 082	42.46	79.01	8 987	677	.075

Aus diesen Angaben und den entsprechenden Beträgen je Krankenschein in der Kassen- bzw. je Fall in der Privatpraxis läßt sich für beide Teilbereiche ärztlicher Tätigkeit die Zahl der Fälle errechnen. Aufgrund dieser Daten gelangen wir auch zu dem Anteil der Fälle aus der Privatpraxis an der Gesamtzahl der Fälle.

Die zweite Tabelle liefert die gleichen Angaben für die Allgemeinpraktiker.

Aus den alle erfaßten Praxen betreffenden Daten geht hervor, daß die höheren Einnahmen aus selbständiger ärztlicher Tätigkeit verglichen mit den niedrigeren mehr oder weniger stark eine Folge

- der großen Zahl der Behandlungsfälle in Kassen- und Privatpraxis,
- vermehrter oder höher honorierter Leistungen und
- eines erhöhten Anteils der Privatpatienten an der Gesamtzahl der Fälle

sind.

Der Zahl der Fälle in der Privatpraxis kommt schon deswegen eine gewisse Bedeutung zu, weil dort im Durchschnitt pro Fall mindestens das Doppelte, meistens aber mehr, des in der kassenärztlichen Praxis abgerechneten Betrages eingenommen wird. Von daher erklärt es sich auch, daß sich der Anteil der durchschnittlichen Einnahmen aus Privatpraxis bei den verschiedenen Umsatzgrößenklassen in einer Spanne von 13.5% bis 20.5% bewegt, wogegen der Anteil der Privat-

fälle zwischen 6.5% und 13.1% liegt.

Es wäre jedoch falsch, wollte man daraus den Schluß ziehen, große Einnahmen würden vor allem durch die Privatpraxis ermöglicht, vielleicht, weil es in diesem Bereich keine Maßnahmen gegen eine übermäßige Ausdehnung der ärztlichen Tätigkeit gebe: richtig ist vielmehr, und das kann man der Tabelle über die entsprechenden Daten bei Allgemeinpraktikern ansehen, daß es auch dann, wenn sich das Gewicht der Privatpraxis nicht so deutlich verlagert, eine beachtliche Spannweite der Umsätze gibt. Diese wird zu einem ganz überwiegenden Teil durch eine Ausdehnung der Zahl der Fälle und der Zahl der Leistungen pro Fall in der Kassenpraxis getragen. Der Verdeutlichung der Zusammenhänge für Allgemeinpraxen dient die folgende Abbildung.

Wir differenzieren zwischen Kassen- und Privatpraxis, weil es in ersterer institutionelle Vorkehrungen gegen Polypragmasie gibt (den sog. Heckenschnitt), wohingegen in letzterer solches nicht festzustellen ist -- im Gegenteil: die Preisdifferenzierung eröffnet die Möglichkeit, daß sich gerade der vielbeschäftigte (= umsatzstarke) Arzt den erhöhten Grenznutzen der Freizeit, den er zugunsten der Patientenbehandlung aufgibt, verstärkt durch Privatpatienten honorieren läßt. Maßnahmen gegen die übermäßige Ausdehnung der kassenärztlichen Tätigkeit einerseits und Preisdifferenzierungsmöglichkeit andererseits

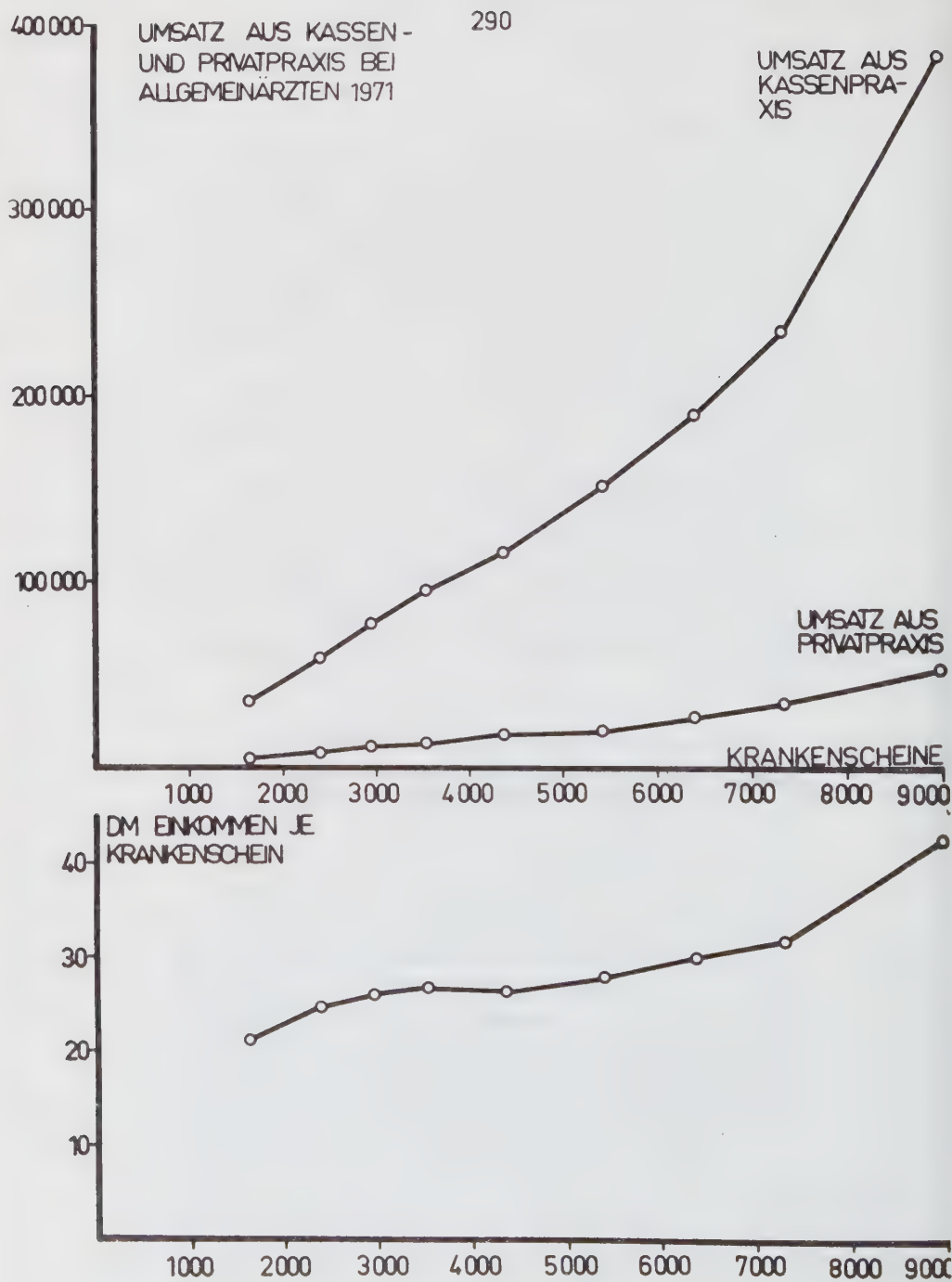


ABB. 26

seits lassen uns daher erwarten, daß ein erhöhter Umsatz in der Kassenpraxis vor allem durch eine Ausdehnung der Zahl der Fälle, in der Privatpraxis verstärkt durch die Einnahmen pro Fall ermöglicht wird.

Auch eine quantitative Aussage über die Bedeutung der Steigerung der Zahl der Fälle und des Wertes der Leistungen pro Fall läßt sich aus den Angaben über die Allgemeinpraktiker gewinnen. Uns interessieren insbesondere:

- die Elastizität der Zahl der Fälle in bezug auf die Einnahmen aus der Kassenpraxis,
- die Elastizität der Einnahmen pro Fall in bezug auf die Gesamteinnahmen in der Kassenpraxis,
- die Elastizität der Zahl der Fälle in bezug auf die Einnahmen in der Privatpraxis und
- die Elastizität der Einnahmen pro Fall in bezug auf die Gesamteinnahmen in der Privatpraxis.

Da die jeweiligen Gesamteinnahmen aus der Kassen- und Privatpraxis das Produkt aus Zahl der Fälle und Einnahmen pro Fall sind, muß natürlich die Summe der Elastizitäten für jeden Teilbereich der ärztlichen Tätigkeit 1 ergeben.

Die gesuchten Elastizitäten erhalten wir durch eine lineare Regression, angewendet auf die Logarithmen der Gesamteinnahmen, der Zahl der Fälle und der Einnahmen pro Fall. Wir ermitteln, um welchen Prozentsatz sich Zahl der Fälle und Einnahmen pro Fall verändern, wenn die Gesamtein-

nahmen um x Prozent variieren.

Für die Kassenpraxis der Allgemeinärzte im Jahre 1971 ergibt sich

- eine Elastizität der Zahl der Scheine in bezug auf die Einnahmen von 0.7706 (Standardfehler: 0.0324)¹ und
- eine Elastizität der Einnahmen pro Schein in bezug auf die gesamten Einnahmen von 0.2294 (Standardfehler wie oben).

Ein größerer Umsatz ist also im Mittel zu 77% Ergebnis einer Ausdehnung der Fälle und zu 23% Folge höherer Leistungen pro Fall -- bei letzteren sind dabei Strukturverschiebungen im Leistungsspektrum nicht berücksichtigt.

Das folgende Ergebnis bezüglich der Privatpraxis bei Allgemeinärzten muß vor dem Hintergrund der oben geäußerten Erwartungen überraschen: wir erhalten

- eine Elastizität der Zahl der Fälle in bezug auf die Einnahmen aus Privatpraxis von 0.88 (Standardfehler: 0.0445) und
- eine Elastizität der Einnahmen pro Fall in bezug auf die gesamten Einnahmen aus Privatpraxis von 0.12 (Standardfehler: 0.0445).

Das gesamte Ausgangsmaterial und die Regressionsgeraden verdeutlicht die folgende Abbildung.

¹ Bei dieser Regressionsanalyse werden, was sicherlich kritisiert werden kann, die einzelnen Gruppendurchschnitte wie Stichprobenpunkte behandelt.

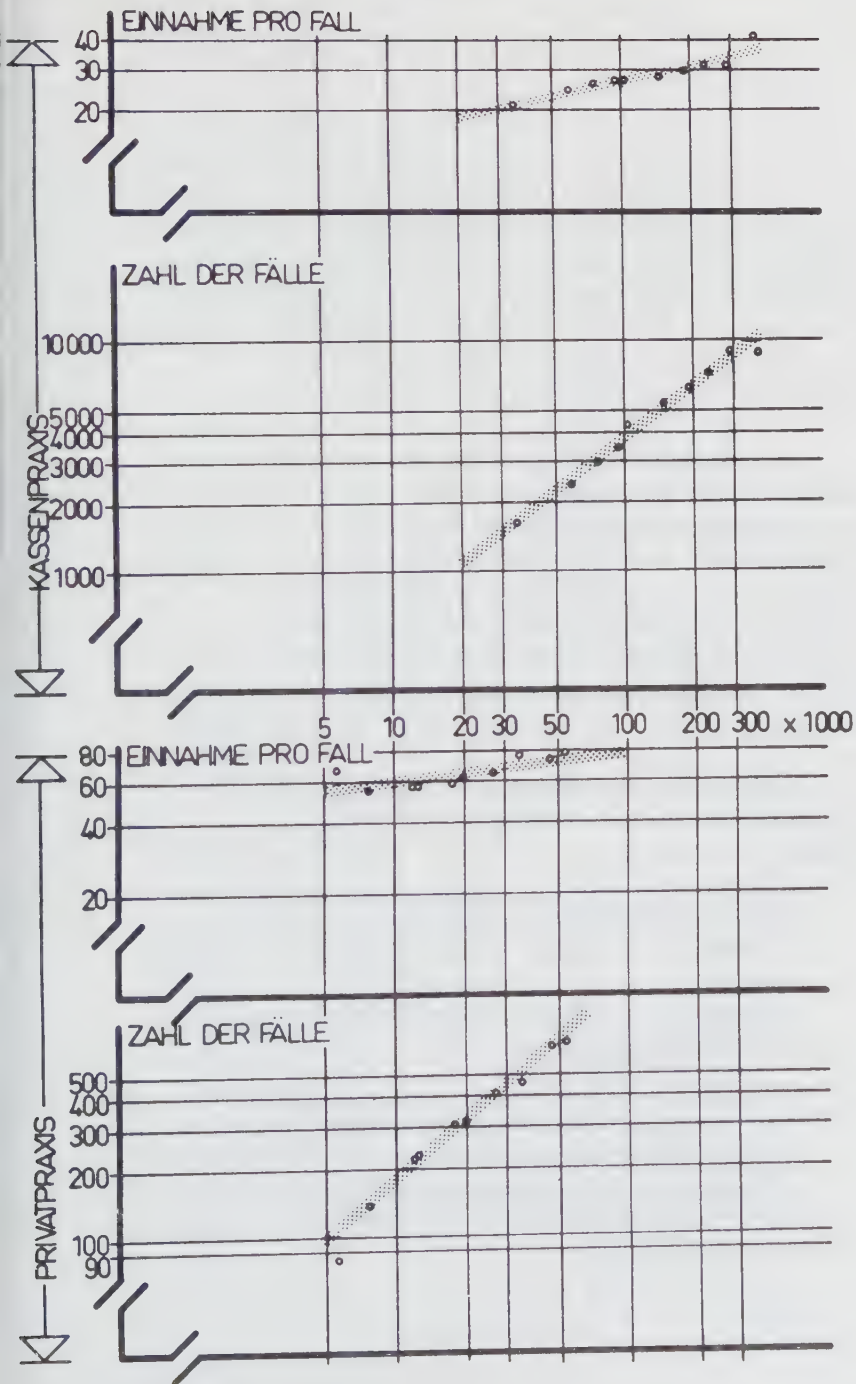


ABB. 27

Trotz der Preisdifferenzierungsmöglichkeit und trotz des Fehlens von Restriktionsmaßnahmen gegen eine zu hohe "Auslastung" von Fällen resultiert ein erhöhter Umsatz in der Privatpraxis nur aus um 12% erhöhten Einnahmen pro Fall, 88% entfallen auf eine Steigerung der Fallzahl.

Ob dies Folge eines gewissen Konkurrenzdrucks von seiten der Fachärzte, speziell der Internisten, einer allgemein vorsichtigen Handhabung der Preisdifferenzierung oder aber einer starken Ausschöpfung des Preisbildungsspielraums bereits in niedrigeren Umsatzgrößenklassen ist, bedarf einer genaueren Analyse, für die im Augenblick Material nicht zur Verfügung steht.

Dasselbe Analyseverfahren auf die internistischen Praxen angewendet, ergibt folgendes Bild:

- Elastizität der Zahl der Scheine in bezug auf die Einnahmen aus Kassenpraxis
= 0.62 (0.0362),
- Elastizität der Einnahmen pro Schein in bezug auf die gesamten Einnahmen aus der Kassenpraxis
= 0.38 (0.0362),
- Elastizität der Zahl der Fälle in bezug auf die Einnahmen aus Privatpraxis
= 0.61 (0.0706),
- Elastizität der Einnahmen pro Fall in bezug auf die gesamten Einnahmen aus Privatpraxis
= 0.39 (0.0706).

Zwei Ergebnisse stechen hervor: (1) der Beitrag der Leistungen pro Fall an erhöhten Gesamteinnahmen ist mit rund 40% ganz erheblich größer als bei Allgemeinpraktikern; (2) der Beitrag der Leistungen pro Fall zum Umsatzwachstum unterscheidet sich nahezu überhaupt nicht zwischen Kassen- und Privatpraxis.

Während also bei Allgemeinpraktikern Umsatzwachstum im wesentlichen über eine Ausdehnung der Zahl der Fälle erreicht wird, können Internisten dabei doppelt so stark wie Allgemeinpraktiker die Leistungen pro Fall ausdehnen.

Allgemeinpraktiker scheinen darüber hinaus bei der Erhöhung der Leistungen pro Fall in der Privatpraxis im Gegensatz zu Internisten besonders vorsichtig vorzugehen.

Daß größere Praxen mehr Fälle zu behandeln in der Lage sind, ist evident -- daß aber auch, gleichgültig ob es sich um Allgemeinpraktiker oder Internisten handelt, in einem derartigen Umfang und trotz des "Heckenschnitts" mehr Leistungen pro Fall abgegeben werden, muß erstaunen. Bei Allgemeinärzten mit ihren relativ breit gefächerten Leistungsspektren könnte man dafür noch Erklärungen finden, daß dieser Effekt aber bei Internisten, deren Leistungen man sich homogener vorstellt, eine größere Rolle spielt als bei Allgemeinpraktikern, gibt zu denken. Denn daß sich kompliziertere diagnostische und therapeutische Fälle im Vorfeld der Praxis zugunsten größerer

Produktionseinheiten selektieren, darf man wohl ausschließen, auch wenn man sich auf der Nachfrageseite durchaus eine Korrelation z.B. zwischen Schwere der Erkrankung und Gemeindegröße einerseits und zwischen Praxis- und Gemeindegröße andererseits vorstellen kann.

Betrachtet man unter den dargestellten Gesichtspunkten die sicherlich im Vergleich mit anderen Arztgruppen nicht vorteilhaft abschneidenden Kinderärzte, so zeigt sich ein ähnliches Bild wie bei den Allgemeinärzten: bei der Ausdehnung der kassenärztlichen Tätigkeit haben erweiterte Leistungen pro Fall lediglich ein Gewicht von 17%, in der Privatpraxis von rund 6% -- von daher kann man recht gut annehmen, daß die gebührenordnungsmäßigen und medizinischen Möglichkeiten, mehr Leistungen pro Fall anzubieten, bei der Umsatz- und Einkommensdetermination von erheblicher Bedeutung sind.

f.) Einflüsse des ärztlichen Produktionsprozesses

Wie man aus den entsprechenden Tabellen ersehen kann, erzielten 17.1% der Ärzte im Jahre 1971 Umsätze bis 100 000 DM. Das Doppelte und mehr erreichten immerhin 32%, das Dreifache und mehr 9% und das Vierfache und mehr knapp 3% der Ärzte. 1% kam gar auf das Fünffache und darüber. Dabei ist selbst in den Klassen mit sehr großen Umsätzen in weitaus den meisten der erfaßten Praxen nur 1 Arzt Praxisinhaber. Auch in Praxen angestellte Ärzte sind nahezu überhaupt nicht zu verzeichnen. Von daher drängt sich die Frage auf, wie es zu erklären ist, daß die Umsatzunterschiede so deutlich sind.

Wie wir in den vorhergehenden Abschnitten nachweisen konnten, ist es nur in sehr begrenztem Maße möglich, zur Erklärung dieses Phänomens die Größe der Gemeinde in der der Arzt tätig ist, seine Fachrichtung oder sein Alter heranzuziehen -- alle diese Faktoren, auch wenn das z.B. bezüglich der Rolle des Alters verblüffen mag, erklären immer nur relativ unbedeutende Teile der Gesamtvarianz der Umsätze.

Im Anschluß an die theoretischen und empirischen Ergebnisse, die in den USA erzielt werden konnten, möchten wir uns nunmehr der Frage zuwenden, inwieweit Bedingungen des ärztlichen Produktionsprozesses hier andere Gewichte haben; denn daß ein Arzt Umsätze in einer solchen Spannweite, wie oben aufgezeigt, erzielen kann, wird

nur den verwundern, der ihn in der Rolle des Freiberuflers so sieht wie das Steuerrecht: vom Gewerbetreibenden unterscheidet er sich demzufolge vor allem dadurch, daß seine Aufgaben nicht von Hilfskräften übernommen werden, die seine Tätigkeit ersetzen "oder eine Vervielfachung seiner Arbeitskraft bewirken"¹. Folgte man dieser Konzeption, so müßte die tatsächlich beobachtbare Vervielfachung der ärztlichen Umsätze allein auf eine Vervielfachung der ärztlichen Leistungen zurückzuführen sein.

Daß dies möglich sein soll, widerspricht nicht nur der Alltagserfahrung, sondern auch den durch die Kostenstrukturerhebung wiedergegebenen Daten: zwar kann man ab 250 000 DM Umsatz einen Anstieg der Zahl der Praxisinhaber beobachten, aber eine Durchschnittszahl von 1.1 Praxisinhabern auch in der größten Umsatzgrößenklasse ist kein Zeichen dafür, daß das Umsatzwachstum nun auf eine verstärkte ärztliche Zusammenarbeit zurückgeführt werden könnte. Was sich allerdings feststellen läßt, ist eine doch sehr deutliche Zunahme des Personals inclusive mit oder ohne Entgelt tätiger Familienangehöriger und der Kapitalnutzung, wie sie schlecht und recht durch die Abschreibungen erfaßt wird.

Die Datenfülle, wie sie in der Kostenstrukturerhebung vorfindbar ist, erscheint auf den ersten

¹ Siehe R. Linden, Steuerdienst für den Arzt. Ein Auskunftswerk für den freiberuflichen Arzt, Zahnarzt, Tierarzt und alle übrigen Heilberuf sowie Krankenanstalten (Mainz, 1969), 1, 9a.

Blick einigermaßen undurchdringlich. Andererseits verschieben sich z.B. die Personalstrukturen von kleineren zu großen Praxen offensichtlich in so vielfältiger Weise, daß das statistische Material in der aufbereiteten Form nicht genügend Freiheitsgrade für eine eingehendere Analyse bietet.

Um dennoch nicht auf den zumindest gegebenen heuristischen Wert einer aussagefähigen Datenreduktion zu verzichten, legen wir im folgenden unter anderem eine multiple Regressionsanalyse vor, die uns einen ersten Einblick in die Bestimmungsgründe vermehrter ärztlicher Leistungen erlaubt.

Die Daten gestatten eine Querschnittsanalyse des ärztlichen Produktionsprozesses, insofern aus ihnen Durchschnittswerte für das eingesetzte Personal und Kapital hervorgehen. Durch die Klassierung verschwindet allerdings ein beträchtlicher Teil der Varianz, den man bei Verwendung des Ursprungsmaterials zu differenzierteren Modellen hätte heranziehen können. Dieser Umstand macht es erforderlich, daß wir uns auf wesentliche Produktionsdeterminanten beschränken. Weil aus der Kostenstrukturerhebung über alle Klassen hinweg nahezu überhaupt keine Veränderung ersichtlich ist, haben wir eine sicherlich wesentliche Determinante gänzlich außer acht gelassen: die ärztliche Arbeitsleistung. Das ist natürlich eine ganz erhebliche und unbefriedigende Einschränkung, da es gerade vor dem Hintergrund der oben skizzierten theoretischen Ansätze wichtig gewesen wäre, hierüber näheren

Aufschluß zu erhalten.

Die folgende Abbildung zeigt, wie sich der Einsatz von Kapital, wiedergegeben durch die Abschreibungen auf bewegliche Anlagegüter mit einem Wert über 800 DM, und Arbeitskräften, hier dargestellt durch die Zahl der in der Praxis tätigen Personen ohne den Arzt selbst, in Abhängigkeit von der durchschnittlichen Gesamtleistung der Praxen entwickeln.

Wie zu erwarten war, steigen beide Inputmengen mit erhöhtem Output -- wobei die Entwicklung bis zu etwa 200 000 DM Umsatz eine starke Parallelität aufweist. Daraus wird unmittelbar klar, daß es schwer sein würde, eine Zurechnung zwischen der erhöhten Gesamtleistung und erhöhten Inputs vorzunehmen, wenn die Gesamtleistung 200 000 DM nicht überschreiten würde. Da sich von dieser Grenze ab jedoch stärkere Schwankungen zeigen, kann man auf Lösungsansätze für das Zurechnungsproblem hoffen.

Die zugrundeliegenden funktionalen Zusammenhänge werden mittels multipler Regressionsanalyse untersucht. Der hier gewählte Regressionsansatz hat die folgende Form:

$$\log y = \beta_0 \log x_0 + \beta_1 \log x_1 + \beta_2 \log x_2 \quad ;$$

hierbei tritt $\log x_0$ als Scheinvariable mit $\log x_0 \equiv 1$ für alle Stichprobenpunkte auf. Für y setzen wir die Gesamtleistung je Praxis U , für x_1 die Zahl der außer dem Arzt in der Praxis

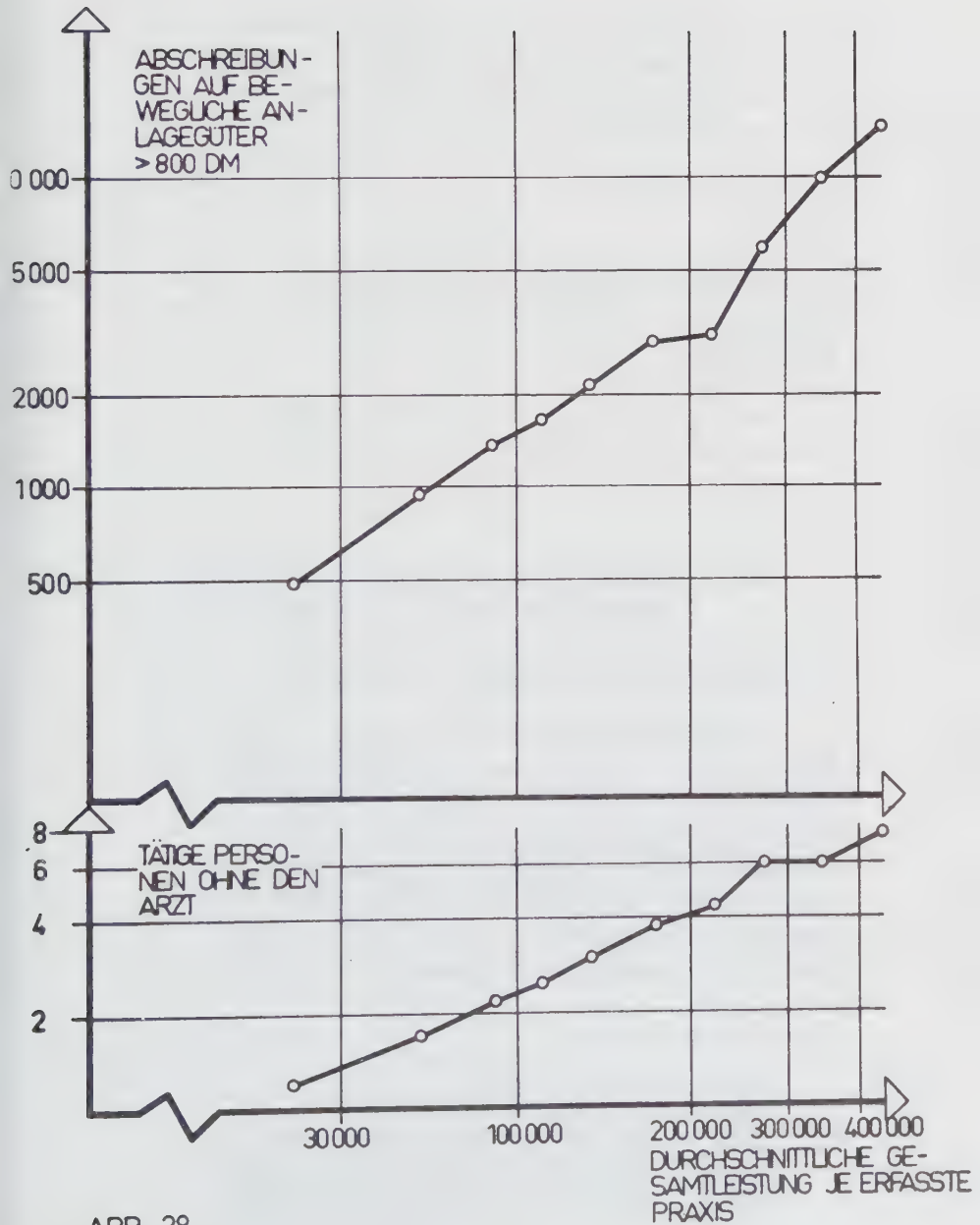


ABB. 28

tätigen Personen und für x_2 die Kapitalnutzung ein. Damit erhalten wir einen Regressionsansatz der Cobb-Douglas-Form, d.h. entlogarithmiert kann man schreiben:

$$U = \beta_0 L^{\beta_1} C^{\beta_2} .$$

Die Exponenten geben dabei, wie sich durch logarithmische Ableitung leicht zeigen läßt, die partiellen Produktions-(hier besser: Umsatz-)elastizitäten an.

Die Parameterschätzung wird mittels der Methode der kleinsten Quadrate vorgenommen.

Es ergeben sich folgende Parameterwerte:

$$\log^* U = 9.3394 + 0.9219 \log L + 0.1872 \log C$$

(.0201) (.1791) (.1010)

(in Klammern: Standardfehler der Parameter¹).

Unsere Schätzung deutet sehr stark darauf hin, daß der nichtärztliche Personalmehreinsatz die wesentliche Rolle bei der Determination ärztlicher Umsätze spielt! Ein 10%iger Personalmehreinsatz führt zu einem fast ebenso großen Umsatzzanstieg. Eine ebenfalls 10%ige Erhöhung der Kapitalnutzung bringt dagegen nur eine etwa 2%ige Umsatzerhöhung. Der Charakter der Dienst-

¹ Bei der Beurteilung der Standardfehler und der daraus ableitbaren t-Werte ist zu bedenken, daß hier Gruppendurchschnitte als Stichprobenpunkte behandelt wurden; daher ist zum Beispiel der Einfluß des Kapitals auf den Umsatz hier auf dem 5%-Niveau nicht signifikant -- auch hier muß bedauernd

leistungsproduktion wird daraus besonders deutlich.

Das sich ergebende Bestimmtheitsmaß von

$$R^2 = 0.9944$$

schließt zwar die Gefahr von Scheinkorrelationen noch ein; wenn man jedoch davon ausgeht, daß mögliche Dritteinflüsse im Produktionsprozess kaum übersehen worden sein können, so hat es den Anschein, als ob es sich hier um mehr als nur eine formale "Erklärung" eines sehr hohen Prozentsatzes der Gesamtvarianz handelt.

Daß die Summe der Exponenten (in der entlogarithmierten Form) etwas größer als 1 ist, deutet zwar mit maximaler Mutmaßlichkeit auf increasing returns to scale hin, andererseits sind aber die Standardfehler der Parameter so groß, daß wir uns auf eine solche Aussage nicht festlegen wollen.

Interessante Aufschlüsse, wenn man sie mit der gebotenen Vorsicht behandelt, können auch die einfachen Korrelationskoeffizienten geben. Die Korrelationsmatrix

	L	C	U
L	1	0.9803	0.9958
C		1	0.9866
U			1

festgestellt werden, daß dies nicht nur eine Folge der Multikollinearität, sondern auch der rechtlichen Lage ist.

deutet auf den engen produktionsfunktionalen Zusammenhang zwischen den Variablen hin (allerdings auch auf die Multikollinearität¹).

Weitere Schlüsse lassen sich mittels partieller Korrelationskoeffizienten ziehen. Es zeigt sich, daß die Korrelationen zwischen Kapitalnutzung und Umsatz sowie zwischen Arbeitskräfteeinsatz und Umsatz recht hoch und ihrerseits für die hohe Korrelation zwischen Kapital und Arbeit verantwortlich sind. Während nämlich die Korrelation zwischen Arbeitseinsatz und Umsatz unter Ausschaltung des Einflusses, der vom Kapital ausgeht, sich in einem partiellen Korrelationskoeffizienten von

$$r_{LU.C} = 0.8894$$

und die zwischen Kapital und Umsatz unter Ausschaltung des Einflusses von seiten des Faktors

¹ Daß sich der Einsatz von Arbeit und Kapital bei nahezu allen Produktionsfunktionen weitgehend gemeinsam verändern, ist eine bekannte Tatsache. Der unten aufgezeigte mögliche Substitutionseffekt stützt sich auf nur sehr geringe Kapitalintensitätsschwankungen. Dazu: H. Schneeweß, Ökonometrie (Würzburg, Wien, 1974), 135.

Die einfachen Korrelationskoeffizienten, welche wir ermittelt haben, deuten nach Nie et al. sogar auf "extreme Multikollinearität" hin. Siehe: N.H.Nie et al., SPSS (Tokyo etc., 1975). Andererseits sind wir vor falschen Schlüssen insofern gewarnt, als sich hohe Korrelationen zwischen den erklärenden Variablen in entsprechend großen Standardfehlern der Regressionskoeffizienten niederschlagen müssen. Siehe dazu: H. Schneeweß, op.cit., 136 - 139.

Arbeit von

$$r_{CU.L} = 0.5737$$

niederschlagen, verbleibt für eine partielle Korrelation zwischen Kapital und Arbeit, die nicht auf die beiden genannten Korrelationen zurückgeht, nur noch ein Wert von

$$r_{LC.U} = -0.1431 \quad .$$

D.h. die zunächst hoch erscheinende Korrelation zwischen Kapital- und Arbeitseinsatz ist eine Scheinkorrelation, insofern sie "erklärt" wird durch die beiden sehr deutlichen Abhängigkeiten zwischen Umsatz und Arbeitseinsatz einerseits und Umsatz und Kapitalnutzung andererseits. Hätte man also lediglich das auch schon ohne weitere analytische Hilfsmittel aus der Tabelle ersichtliche gemeinsame Anwachsen von Kapital und Arbeit allein betrachtet, so wäre man sicherlich zu Fehlschlüssen gelangt, die sich erst durch partielle Korrelationsanalyse aufklären.

Selbst wenn man eine recht bedeutsame Variabilität der eigentlichen ärztlichen Leistungsfähigkeit, auch in Hinsicht auf die nicht unwichtige dispositive Leistung des Arztes, unterstellt, so zeigt unsere Analyse trotz der großen Standardfehler, daß die ärztliche Produktion neu überdacht werden muß: zum einen unter steuerrechtlichem Aspekt, zum anderen im Hinblick auf produktionstheoretische Zusammenhänge. Die Ärzte liefern durch ihr tatsächliches Produktionsverhalten die Argumente

dafür, daß es ökonomisch sinnvoll ist, in größeren Produktionseinheiten und unter Einsatz (relativ kostengünstigen) Hilfspersonals, das von wahrscheinlich weniger, zumindest aber nicht mehr, Ärzten als heute beaufsichtigt wird, ärztliche Leistungen zu erstellen.

Um eventuell vorhandene Unterschiede herauszuarbeiten und um zu sehen, welchen Schwankungen die Regressionskoeffizienten unterliegen, haben wir das dargestellte Verfahren zusätzlich auf die Untergruppe der Allgemeinpraktiker angewendet. Die Ergebnisse weisen keine deutlichen Unterschiede auf, sind aber wegen der geringeren Standardfehler besser abgesichert.

Wir erhalten

$$\log U = 8.8235 + 0.9385 \log L + 0.2660 \log C$$

(.0110) (.0695) (.0474)

(in Klammern: Standardfehler der Regressionskoeffizienten).

Hier kann man schon eher von increasing returns to scale ausgehen. Auch der positive Effekt des Kapitals auf die Gesamtleistung der Praxen ist nunmehr signifikant.

Die Korrelationsmatrix enthält die folgenden Werte:

	L	C	U
L	1	0.9601	0.9958
C		1	0.9792
U			1

Die partiellen Korrelationskoeffizienten bestätigen im wesentlichen das Ergebnis der bei allen Praxen angewendeten Regression:

$$r_{LU.C} = 0.9814$$

$$r_{CU.L} = 0.9044$$

$$r_{LC.U} = -0.8088$$

Der letztgenannte partielle Korrelationskoeffizient wäre, wenn man von Signifikanz ausgehen könnte, nicht uninteressant: er ist mit einem wesentlich größeren Absolutbetrag negativ, obwohl sich bei paarweiser Korrelation ein hoher positiver Korrelationskoeffizient ergibt. Hier zeigt sich noch deutlicher: die positive Korrelation von Arbeit und Kapital ist das Produkt der starken Korrelation beider Faktoren mit dem Umsatz.

Dies paßt recht gut in die gängige Vorstellung von Produktionsfunktionen: beide Faktoren haben positive Grenzerträge -- bei Outputzuwächsen wird man also meist auch Steigerungen der Faktoreinsätze feststellen und als Folge davon: eine hohe Korrelation zwischen beiden Faktoren. Daraus aber nun auf feste Faktoreinsatzverhältnisse schließen zu wollen (limitationale Produktionsfunktion) wäre verfrüht: es kann sich, wenn man den einen positiven Korrelationskoeffizienten erzeugenden Effekt der Produktionsveränderung eliminiert, dennoch die für Substitutionalität typische negative Korrelation zwischen den

Faktoren herausstellen. Dies wollen wir denn auch als besonderes Ergebnis der Zusatzrechnung hervorheben: die Daten scheinen die Möglichkeit und Aktualität von Substitutionen anzuzeigen.

Diese Ergebnisse, die man, wie bereits betont, mit großer Vorsicht behandeln muß, zeigen doch eines: der Weg, den die amerikanische Gesundheitsökonomik neuerdings mit einer intensiven Untersuchung der ärztlichen Produktionsprozesse eingeschlagen hat, erscheint richtig. Die etwas romantische Sicht der Produktion ärztlicher Leistungen, wie sie gerne von Standesvertretern verfochten wird, ist weder von der gesamtwirtschaftlichen Bedeutung der Aufwendungen für ärztliche Leistungen noch auch, und das erscheint hier wichtig, vom tatsächlichen Verhalten der "Basis" gerechtfertigt. Dieses zeigt nämlich, daß der ökonomisch rational kalkulierende und einen sinnvollen Einsatz auch nichtärztlicher Ressourcen planende Arzt der wirtschaftlich erfolgreichere ist, auch wenn er dabei nicht mehr dem überkommenen Bild des sich dem Patienten persönlich zuwendenden Samariters entspricht. Damit, und das zeigen die Ergebnisse ebenfalls, ist durchaus nicht eine "Entmenschlichung" der Beziehungen zum Patienten verbunden; im Gegenteil: bei der Produktionsausweitung wird eine wesentliche Rolle vom ärztlichen Hilfspersonal übernommen. Hier zeichnet sich eine Entwicklung ab, die man auch unter gesundheitspolitischem Aspekt verstärkt erörtern muß: eine Arbeitskraft, die kostengünstig Gesundheitsleistungen zu produzieren in der Lage ist und deren Eignung dazu nach dem tatsächlichen Verhalten der Ärzte kaum angezweifelt werden kann, verdient Beachtung bei Lösungsversuchen für zukünftige Kostenprobleme.

- g.) Einige mögliche Bestimmungsfaktoren für die Verteilung der niedergelassenen Ärzte im Raum: das Beispiel der kreisfreien Städte im Regierungsbezirk Düsseldorf

Die in IV.3. dargestellten soziologisch orientierten Erklärungsansätze für die Verteilung amerikanischer Ärzte auf die Städte konnten z.B. für die Variablen Gemeindegröße und Populationszusammensetzung einen hohen Erklärungswert nachweisen. Interessanterweise wurde dabei auf eine Variable, die den Reichtum der jeweiligen Städte hätte erfassen können, verzichtet. Dies ist umso erstaunlicher, als Leland für die 30er und Rimlinger/Steele¹ für die 60er Jahre feststellen konnten, daß sich die Ärzte dort konzentrieren, wo das Durchschnittseinkommen der Bürger hoch ist.

Angesichts des zunehmenden Unbehagens über die Verteilung der Ärzte im Raum, das in der Bundesrepublik besonders nach der verfassungsgerichtlichen Durchsetzung der Niederlassungsfreiheit immer wieder neue Nahrung gefunden und sich mittlerweile auch gesetzlich niedergeschlagen hat,² wird man sich in verstärktem Maße den oben angedeuteten Fragen empirisch zuwenden müssen.

¹ Siehe R. G. Leland, Distribution of Physicians in the United States (Chicago, Ill.: AMA, 1936); G. V. Rimlinger, H. B. Steele, "An Economic Interpretation of the Spatial Distribution of Physicians in the United States," The Southern Economic Journal, vol. 30 (1963), 1 - 12.

² Zu der neuen Rechtslage bzgl. Sicherstellung und Bedarfsplanung: R. Hess, "Das neue Kassenarztrecht," Deutsches Ärzteblatt, 74. Jg. (1977), 8 - 14, hier: 9 - 11.

Wenn wir auch im Rahmen der vorliegenden Arbeit ähnlich komplexe Modelle, wie sie in IV.3. vorgestellt wurden, für die Bundesrepublik natürlich nicht nachvollziehen können, wollen wir doch anhand der Verteilung der Ärzte auf die kreisfreien Städte des Regierungsbezirks Düsseldorf zeigen, wie fruchtbar die Fragestellung sein kann. Auf diese Untersuchungsgesamtheit u.a. macht Scholmer¹ aufmerksam, indem er die Arztdichte in diesen Städten in Abhängigkeit vom durchschnittlichen Gesamtvermögen betrachtet: da Städte mit vermögenden Bürgern offensichtlich besser versorgt sind als solche mit geringerem Bürgerreichtum, kommt er zu dem Schluß:

Laut Reichsversicherungsordnung obliegt die Sicherstellung der ambulanten medizinischen Versorgung den Kassenärztlichen Vereinigungen, und diese werden nicht müde zu betonen, daß es damit bestens stehe. Indessen beweisen die vorgelegten Zahlen, daß der gesellschaftliche Anspruch auf angemessene ärztliche Versorgung und das Profitinteresse der freipraktizierenden Ärzte schon jetzt sichtbar kollidieren.²

¹ Siehe J. Scholmer, Patient und Profitmedizin. Das Gesundheitswesen in der Bundesrepublik zwischen Krise und Reform (Opladen, 1973), 47 f. Scholmer bezieht sich auf eine Statistik des Kölner Stadtanzeigers vom 13. 4. 1973, die folgenden Überblick gab:

Stadt	Ø Vermögen	Ärzte/100 000 Ew
Krefeld	3 061	159
Neuss	3 445	164
Gelsenkirchen	862	101
Recklinghausen	1 107	111
Herne	968	90
Lünen	731	94
Wanne-Eickel	526	84
Wattenscheid	603	89

² J. Scholmer, op.cit., 48.

Wir haben versucht, bei den kreisfreien Städten des Regierungsbezirks Düsseldorf, von denen bei Scholmer zwei genannt sind, ähnlichen Zusammenhängen nachzuspüren.

Da sich in den U.S.A. lineare Regressionsmodelle bei ähnlichen Fragestellungen bewährt haben (s.o., IV.3.) wenden wir zunächst eine lineare Einfachregression auf den Zusammenhang zwischen Einwohnerzahl und Zahl der niedergelassenen Ärzte an: Mit der Variablen AE (niedergelassene Ärzte) erfassen wir niedergelassene Ärzte mit und ohne Nebentätigkeit im Krankenhaus sowie Assistenzärzte in den Praxen. BEV gibt die Bevölkerungszahl im Jahresmittel an.¹

Für 1974 ergibt sich die folgende Regressionsgleichung:

$$AE_1 = -38.63 + 1.0785 E^{-3} BEV .$$

Das Bestimmtheitsmaß beträgt

$$r^2 = 0.8764 .$$

Das negative absolute Glied der Schätzung zeigt, daß die Arztdichte mit steigender Einwohnerzahl

¹ Quelle für Bevölkerungszahl und Zahl der niedergelassenen Ärzte: Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen, Das Gesundheitswesen in Nordrhein-Westfalen 1974 (Düsseldorf, 1975), Beiträge zur Statistik des Landes Nordrhein-Westfalen, Heft 347. Folgende Städte sind hier berücksichtigt: Düsseldorf, Duisburg, Essen, Krefeld, Leverkusen, Mönchengladbach, Mülheim/Ruhr, Neuss, Oberhausen, Remscheid, Rheydt, Solingen, Wuppertal.

zunimmt. Im Bereich der kreisfreien Städte des Regierungsbezirks Düsseldorf vermag die Einwohnerzahl knapp 88% der Gesamtvarianz zu erklären -- verglichen mit ähnlichen Zusammenhängen in den U.S.A. ist das nicht viel. Wie stark diese Schätzung von den tatsächlichen Werten abweicht, kann man am Beispiel der Städte Düsseldorf und Essen demonstrieren: für letztere mit einer mittleren Jahresbevölkerung von 669 508 Einwohnern ergibt sich ein Schätzwert für die Zahl der Ärzte von 684, für Düsseldorf mit jahresdurchschnittlich 623 409 Einwohnern beträgt der entsprechende Wert 635. Wegen der positiven Korrelation zwischen den betrachteten Variablen ist einleuchtend, daß in dem größeren Essen auch die Schätzung für die Arztzahl größer ausfallen muß. Indes: die Wirklichkeit ist dadurch **n i c h t** zutreffend beschrieben -- tatsächlich praktizieren in Düsseldorf 844 Ärzte in freier Praxis gegenüber nur 574 in (dem einwohnerstärkeren!) Essen. Es muß also weitere Einflüsse geben, die sich im Falle der beiden Städte so auswirken, daß die tatsächliche Ordnungsrelation umgekehrt wird.

Wir haben daher aufgrund noch zu erläuternder theoretischer Erwägungen als weitere Variable das in der jeweiligen Gemeinde erzeugte Bruttoinlandsprodukt (BIP, verfügbar allerdings nur Werte für 1973) hinzugenommen.¹

¹ Quelle für das Bruttoinlandsprodukt: Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen, Statistisches Jahrbuch Nordrhein-Westfalen 1976 (Düsseldorf, 1976), 575.

Nun erhalten wir als Regressionsgleichung

$$AE_2 = -180 + 9.69E-4 \text{ BEV} + 9.74E-3 \text{ BIP} ,$$

mit der wir wegen

$$r^2 = 0.9154$$

jetzt knapp 92% der Gesamtvarianz der Arztzahlen zu erklären vermögen.

Als Schätzwert für Düsseldorf erhalten wir mit der neuen Gleichung 707 Ärzte und für Essen 636 -- auch diese Werte sind noch unbefriedigend weit von den tatsächlichen entfernt, aber, und das ist hier wichtig: die Ordnungsrelation stimmt mit der empirischen überein. Dies erklärt sich daraus, daß das BIP/Ew in Düsseldorf 29 080 DM (1973) betragen hat und in Essen nur 17 130 DM.

Die Einbeziehung des Bruttoinlandsprodukts als weitere erklärende Variable ist also fruchtbar. Wir haben es verwendet, weil man nach Scholmer annehmen konnte, daß Ärzte in gewisser Weise sensitiv gegenüber dem Reichtum der Bürger am Niederlassungsort sind. Eine solche Erklärung sollte man allerdings nicht voreilig heranziehen: ein hohes Bruttoinlandsprodukt ist in der Regel mit hohen Berufseinpenderquoten verbunden -- der Erklärungswert dieser Variablen könnte also auch damit zusammenhängen, daß Einpendler möglicherweise den Arzt in nicht unerheblichem Maße an dem Ort in Anspruch nehmen, wo sich ihre Arbeitsstätte

befindet. Als weitere Erklärung kommt in Frage, daß der Freizeitwert einer Stadt mit erhöhtem Bruttoinlandsprodukt (und möglicherweise damit zusammenhängend: erhöhtem Gewerbesteueraufkommen) ebenfalls höher liegt und von daher an Attraktivität für die Niederlassung gewinnt.

Scholmers Aussage und die hier vorgelegten Berechnungen können daher nicht mehr sein als Anhaltspunkte für (u.E. hochinteressante) Hypothesen -- die Aufnahme weiterer geeigneter Variablen und die Anwendung des Modells auf umfassendere Untersuchungsgesamtheiten ist notwendig.

VIII.THEORIEN DER MAKROEBENE

1. Der institutionelle Rahmen auf der Makroebene: das Vertrags- und Vergütungssystem

Das Vertrags- und Vergütungssystem des Kassenarztrechtes ist in der Literatur bereits mehrfach ausführlich dargestellt worden.¹ Wir können uns daher auf eine kurze Skizze der Zusammenhänge beschränken.

¹ Siehe z.B.: Th. Siebeck, Vertrags- und Vergütungssystem im Kassenarztrecht (Bad Godesberg, 1964); H.-D. Goldammer, Die Beziehungen zwischen Kassenärztlichen Vereinigungen und Krankenkassen (Diss. Köln, 1964); Th. Siebeck, Die kassenärztliche Gesamtvergütung - mit den Materialien zu den Gebührenordnungen für Ärzte und Zahnärzte (Bad Godesberg, 1965); Ph. Herder-Dorneich, Sozialökonomischer Grundriß der Gesetzlichen Krankenversicherung (Stuttgart, Berlin, Köln, Mainz, 1966), II. Kap., 2. Teil, besonders 311 - 340; D. v. Leszczynski, "Systeme der Arzthonorierung," Berichte des deutschen Industrieinstituts zur Sozialpolitik, 4. Jg. (1970), Nr. 6; U. Böge, Kassenpraxis und Privatpraxis (Berlin, 1973), 68 - 124; G. Brenner, "Nicht der Arzt hat schuld an der Kostenexplosion," Der Bürger im Staat, 26. Jg. (1976), 266 - 271; M. Weichsel, "Von der Vormachtstellung der Krankenkasse zur Übermachtposition der Ärzte," Der Bürger im Staat, 26. Jg. (1976), 272 - 278; für juristische Einzelfragen (aus eher kassenfreundlicher Sicht): G. Heinemann, R. Liebold, P. J. Heinemann, Kassenarztrecht, 3 Bde. (Berlin, Wiesbaden, 1976).

Die Geschichte der ärztlichen Vergütung wird zumeist dargestellt als die Entwicklung von einem Verhältnis nur zwischen Arzt und Patient über ein Dreiecksverhältnis zwischen Patient, Kasse und dem bei letzterer angestellten Arzt bis zu der heutigen Viererbeziehung, deren zentrales Element der Gesamtvertrag zwischen Kasse und Kassenärztlicher Vereinigung ist (§368g Abs. 2 RVO).

Nach §182 Abs. 2 Nr. 1 RVO ist die Krankenkasse zur Gewährung der ärztlichen Behandlung in natura verpflichtet. Zu diesem Zweck schließt sie Verträge mit den Ärzten (§368 Abs. 1 RVO). Der Behandlungsanspruch des Versicherten richtet sich gegen die Krankenkasse, deren Anspruch wiederum gegen die zuständige Kassenärztliche Vereinigung, die die ärztliche Versorgung der Kassenpatienten sicherzustellen hat (Sicherstellungsauftrag -- §368n Abs. 1 RVO). Der allgemeine Inhalt der zu diesem Zweck abgeschlossenen Kollektivverträge wird in (Landes- und Bundes-) Mantelverträgen bestimmt. Die Krankenkasse zahlt für die gesamte kassenärztliche Versorgung mit befreiender Wirkung eine Gesamtvergütung an die Kassenärztliche Vereinigung; diese verteilt die Gesamtvergütung nach Abzug einiger Posten an die Kassenärzte, wobei sie einen Honorarverteilungsmaßstab zugrundelegt, den sie "im Benehmen mit den Verbänden der Krankenkassen festgesetzt hat" (§368f Abs. 1 RVO).

Nach den Notverordnungen des Jahres 1931 (s. o., Kap. I) dominierte das folgende Vergütungs-

verfahren (das "alte" Kopfpauschale): die Höhe der von der Kasse an die Kassenärztliche Vereinigung zu zahlenden Gesamtvergütung richtete sich nach der Zahl der Versicherten und den Veränderungen der Grundlohnsumme. Variationen der Zahl der Fälle (Morbidität) und der Zahl der Leistungen pro Fall (Fallwert) fanden dabei keine Berücksichtigung. Der Leistungsbedarf der Versicherten (aber nicht dessen Veränderungen) wurde nur einmal (als Ausgangskopfpauschale) berücksichtigt: den Grundbetrag bildeten in den 30er Jahren die Pro-Kopf-Ausgaben für kassenärztliche Leistungen im Ausgangszeitraum 1930 oder 1931. Die Berücksichtigung der Veränderungen der Grundlohnsumme hatte in dieser Zeit eher eine Schutzfunktion für die Kassen, denn damals **f i e l e n** deren Einnahmen.¹

Auch nach dem gegenwärtigen Kassenarzt-recht ist die Vereinbarung eines Kopfpauschales möglich, allerdings liegt dann das Morbiditäts-risiko nun nicht mehr allein bei den Ärzten wie in der Zeit nach den Notverordnungen; denn: "Der Gesamtvertrag muß Bestimmungen enthalten über die Anpassung des Kopfpauschales an eine während der Laufzeit des Vertrages eintretende Vermehrung oder Verminderung der kassenärztlichen Leistungen..." (§368f Abs. 2, 2.). Ein übriges kann in dieser Hinsicht eine Verkürzung der Vertragslaufzeit tun.²

¹ Siehe Th. Siebeck, Vertrags- und Vergütungssystem im Kassenarztrecht (Bad Godesberg, 1964), 35.

² Ibid., 42.

Außer dem modifizierten Kopfpauschale sind Fallpauschale und Einzelleistungsvergütung sowie eine Verbindung mehrerer Vergütungssysteme möglich (§368f Abs. 3). Der Übergang von dem Kopfpauschale zur Einzelleistungsvergütung mag den Kassen nicht zuletzt wegen der oben genannten Tatsache, daß sie nach dem Willen des Gesetzgebers ohnehin das Morbiditätsrisiko tragen, nicht allzu schwer gefallen sein.¹

Wichtig für die hier zu diskutierenden Zusammenhänge ist, daß Bestimmung und Zahlung der Gesamtvergütung einerseits und deren Verteilung andererseits zwei auch institutionell vollkommen getrennte Vorgänge sind. Eine Pauschalregelung zwischen Kassen und Kassenärztlichen Vereinigungen bedeutet nicht, daß auch der einzelne Arzt pauschal honoriert wird -- dies ist sogar gesetzlich ausgeschlossen, denn: "Bei der Verteilung sind Art und Umfang der Leistungen des Kassenarztes zugrunde zu legen" (§368f Abs. 1, Satz 4 RVO). Insbesondere ist ausdrücklich die in den Kriegsjahren verwendete Verteilung nach der Zahl der Krankenscheine nicht zugelassen (§368f Abs. 1, Satz 4 RVO). Durch die heute fast durchgängig gebräuchliche Einzelleistungshonorierung ist die Trennung von Vergütung und Verteilung nicht aufgehoben: auch bei diesem Honorierungsver-

¹ Zu den Auswirkungen des Übergangs von der Kopfpauschal- zur Einzelleistungsvergütung: K.-D. Kortmann, Der Übergang von der Pauschal- zur Einzelleistungsvergütung bei der Honorierung von kassenärztlichen Leistungen (Diss. Köln, 1968).

fahren zahlt die Krankenkasse an die Kassen-ärztliche Vereinigung die Gesamtvergütung; davon zieht die KV Beträge, die sie zur Erfüllung des Sicherstellungsauftrags benötigt, eventuelle Zahlungen an die kassenärztliche Altersversorgung etc. ab und dann verteilt sie das Gesamthonorar unter Verwendung des Honorarverteilungsmaßstabs an die Ärzte. Während also zwischen den Kollektivvertragsparteien die ökonomische Stellung der Ärzteschaft ausgehandelt wird, ist die Position des *e i n z e l n e n* Arztes relativ zu der seiner Kollegen im wesentlichen durch Art und Umfang seiner eigenen Leistungen determiniert. Eventuell korrigiert wird der ärztliche Umsatz (wenn man von möglichen Regreßforderungen infolge unwirtschaftlicher Arzneimittelverordnung absieht) vor allem durch die in den Honorarverteilungsmaßstäben festgelegten Maßnahmen gegen ärztliche Vielgeschäftigkeit (Polypragmasie). Diese sind sehr unterschiedlich ausgestaltet: die Skala der Restriktionen reicht von allgemeinen Grundsätzen für die Tätigkeit der zuständigen Prüfungsausschüsse (z.B. bei den Kassenärztlichen Vereinigungen Nordbaden, Westfalen-Lippe und Schleswig-Holstein) bis zu exakt festgelegten Fall- und Umsatzstaffeln, bei denen die Kürzungen etwa einsetzen, wenn die Honoraranforderungen den Fachgruppendurchschnitt um 100% oder die Zahl der Fälle den Fachgruppendurchschnitt um 150% überschreiten.¹

¹ Diese Werte sind §7 des Honorarverteilungsmaßstabs der KV Nordrhein in der bei Heinemann/Liebold, op.cit. abgedruckten Fassung entnommen; zu Abrechnung und Honorarverteilung siehe ferner: H.-D. Goldammer, op.cit., 65 - 74; dort auch weitere Literatur.

Für die personelle Einkommensverteilung der Ärzte sind die genannten Regelungen im Innenverhältnis natürlich von Bedeutung -- ihre quantitativen Auswirkungen jedoch können nur vage abgeschätzt werden: bei den praktischen Ärzten sollen zwischen 25% und 70% von Kürzungen betroffen sein.¹

Wenn wir hier von Theorien der Makroebene sprechen wollen, so meinen wir solche Hypothesen und Hypothesenhierarchien, die das Verhalten der Aggregate "Versicherte", "Kassen", "Ärzte" und "Kassenärztliche Vereinigungen", wie es sich z.B. im Index der Einzelleistungshonorare oder in der Höhe der Pauschalen und in Leistungsbedarf, Zahl der Fälle etc. niederschlägt, zu erklären versuchen. Dabei muß der institutionelle Rahmen, den wir nur kurz skizzieren konnten, berücksichtigt werden. Neben Definitions- und institutionellen Gleichungen werden wir in den Theorien der Makroebene Verhaltensgleichungen (die das Aggregatverhalten beschreiben), technologische und natürliche Gleichungen vorfinden.²

Im Vordergrund der Überlegungen stand und steht bei der wissenschaftlichen Behandlung des Systems der Arzthonorierung immer wieder der Zu-

¹ Siehe P. Lüth, Niederlassung und Praxis. Eine kritische Einführung (Stuttgart, 1969), 114; diese Aussage hat nur wenig mehr als gar keinen Informationsgehalt; genauere Untersuchungen wären erforderlich, werden aber wahrscheinlich kaum auf die Unterstützung der Beteiligten rechnen dürfen.

² Zu den Begriffen siehe: H.-D. Heike, G. Kade, "Methodologische Probleme makroökonomischer

sammenhang zwischen institutionellen Gegebenheiten (insbesondere: die Honorierungsverfahren und der Entscheidungsrahmen, innerhalb dessen Kassen, Kassenärztliche Vereinigungen und Schiedsämter wirken) und den Aktionen und Reaktionen der "Aggregate"; z.B. die Frage, wie die Ärzte sich bei Einzelleistungsvergütung, Kopf- und Fallpauschale verhalten. Einige der sich darauf beziehenden Modelle werden wir im folgenden Abschnitt darstellen.

Angesichts der eminenten Bedeutung, die den Verhandlungen zwischen Kassen und Kassenärztlichen Vereinigungen bei der Honorarfindung auf der Makroebene zukommt, ist es erstaunlich, daß wir dank vielfältiger, aber primär juristisch vorgehender Bemühungen zwar hinreichend über die Rahmenbedingungen, jedoch sehr unzureichend über das Verhalten der Vertragspartner bei den Verhandlungen informiert sind. Goldammer hat in einer leider zu wenig beachteten Arbeit die verfügbaren theoretischen Ansätze auf ihre Brauchbarkeit in diesem Bereich überprüft.¹ Wegen der strukturellen Ähnlichkeit der Honorarfindung auf dem Markt für ärztliche Leistungen und der Lohnfindung auf dem Arbeitsmarkt durch Tarifverhandlungen kann man zunächst annehmen, daß Theorien, die sich in bezug auf den letztgenannten Bereich als fruchtbar er-

Theorien," Konjunkturpolitik, 14. Jg. (1968), 291 ff., hier: 314.

¹ Siehe H.-D. Goldammer, Die Beziehungen zwischen Kassenärztlichen Vereinigungen und Krankenkassen (Diss. Köln, 1964).

wiesen haben, auch in dem hier interessierenden Problemkomplex Ergebnisse bringen. Von daher könnte es sinnvoll erscheinen, auf der Makroebene machtheoretische und collective bargaining-Ansätze zu reflektieren.¹ Allerdings: nach der Prüfung der relevanten Literatur, insbesondere der Arbeiten von Ross, Dunlop, Hicks, Pen, Shackle, Nash und Harsanyi,² resümiert Goldammer:

Das Ziel unserer ursprünglichen Fragestellung, das Verhandlungsergebnis aufgrund einer gegebenen Situation im voraus zu bestimmen, ist mit Hilfe der Theorien des collective bargaining nicht möglich.³

Eine größere Fruchtbarkeit für den Bereich der gesetzlichen Krankenversicherung meint Goldammer bei der Theorie der countervailing power festzustellen. Auf diesen Ansatz hat insbesondere Herder-Dorneich später mehrfach zurückgegriffen.

¹ Siehe A. B. Ross, Trade Union Wage Policy (Los Angeles, 1948); J. T. Dunlop, Wage Determination under Trade Unions (New York, 1950); J. R. Hicks, The Theory of Wages (London, 1963); B. Külp, Lohnbildung im Wechselspiel zwischen politischen und wirtschaftlichen Kräften (Berlin, 1965); als sehr kurze Zusammenfassung: B. Külp, Verteilungstheorie (Stuttgart, 1974), 67 f.

² Für Literaturangaben siehe H.-D. Goldammer, op.cit., passim.

³ Ibid., 177.

2. Die Systemanalyse Philipp Herder-Dorneichs

a) Die Funktionsunfähigkeit einiger Märkte im Gesundheitswesen

Das bei Philipp Herder-Dorneich¹ angedeutete Modell einer Marktpreisbestimmung für ärztliche Leistungen mit time lag hat die folgende Form: wenn wir als Periodeneinheit die Dauer eines Medizinstudiums ansehen und die Studierwilligen preiselastisch reagieren, dann wird das Angebot ärztlicher Leistungen in Periode t die Form haben:

$$S_t = S(P_{t-1}) \quad .$$

Für die Nachfrage wollen wir nicht, wie es für das Individuum plausibel wäre, eine Preiselastizität von Null annehmen, sondern eine Kurve der Zahlungsbereitschaft der Kassen. Diese Zahlungsbereitschaft kann man als relativ hoch annehmen, wenn die Gesamtzahl ärztlicher Leistungen auf relativ niedrigem Niveau kontingentiert ist. Bei einem hohen Kontingent sinkt diese Bereitschaft, weil die Kassen einer Erhöhung des Beitragssatzes möglichst ausweichen wollen.

Also:

$$N_t = N(P_t) \quad .$$

¹ Philipp Herder-Dorneich, "Ansatzpunkte zu einer Sozialpolitiklehre der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV)," in: W. Schreiber (.), Gesetzliche Krankenversicherung in einer freiheitlichen Gesellschaft (Berlin, 1963),

Die Abbildung verdeutlicht die Zusammenhänge.

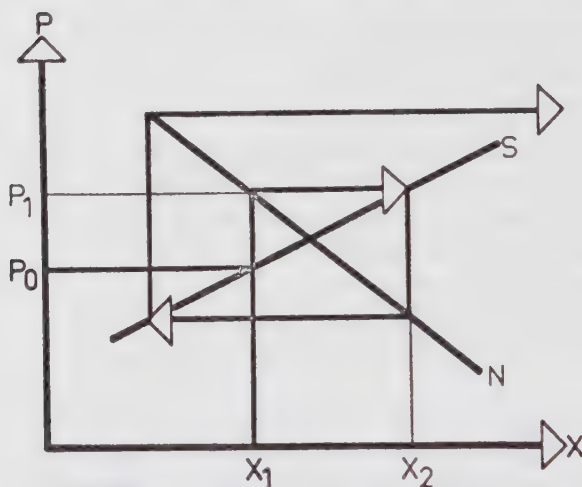


ABB. 29

P_{t-1} liege bei P_0 , dann ist offenbar das ärztliche Angebot in der Periode t in der Höhe von X_1 festzustellen; bei X_1 ist aber wegen der geringen Zahl der Ärzte die Zahlungsbereitschaft der Kassen groß, so daß die Ärzte in der Periode 1 den Preis von P_1 erzielen können. Das hat zur Folge, daß in Periode 2 das ärztliche Angebot bei X_2 liegt, die Zahlungsbereitschaft der Kassen niedrig ist usw. Wie man sieht, entfernt sich das System bei bestimmten Angebots- und Nachfragebedingungen, die man genau angeben kann, vom Gleichgewichtspunkt.

Das gezeigte einfache Cobweb-Modell behandelt sehr langfristige Erscheinungen. Herder-

Dorneich gibt aber auch ein kurzfristiges Modell an, bei dem ein Gleichgewicht nicht erreicht wird.¹

Es sei die Nachfragekurve wieder als eine Kurve der Zahlungsbereitschaft der Krankenkassen aufgefaßt, Verlauf wie oben. Als Verhaltensmaxime der Ärzte sei angenommen, sie erstrebten kurzfristig konstanten Umsatz -- dies ergibt eine hyperbelförmige Angebotskurve mit der Elastizität von 1, wie in der Abbildung dargestellt.

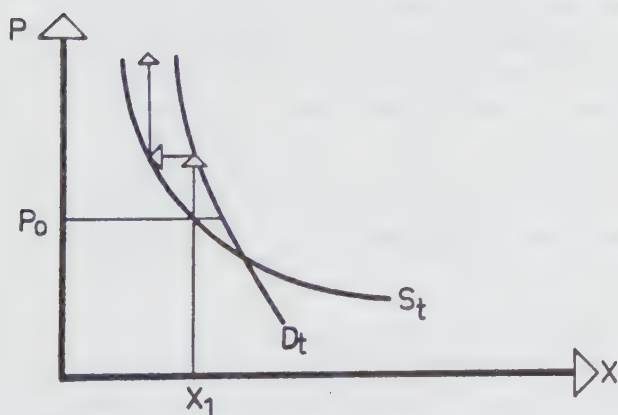


ABB. 30

Wenn sich in der Periode 0 der Preis P_0 eingestellt hat, so wird in Periode 1 das kurzfristige Angebot X_1 betragen; bei dieser Menge ist die

¹ Ibid., S. 154.

Zahlungsbereitschaft der Kassen jedoch ziemlich groß, was die Ärzte veranlaßt, ihr Angebot einzuschränken -- dies führt wieder zu einer höheren Zahlungsbereitschaft der Kassen usw. Auch hier also ein Modell, das nicht zu einem Gleichgewicht führt.

Daraus zieht Herder-Dorneich die Folgerung:

Die Analyse der Marktbeziehungen in der GKV zeigt, daß die Voraussetzungen nicht gegeben sind, daß ein solcher Markt im Sinne der neoliberalen Markttheorie funktioniert. Er kann die notwendige Steuerungsfunktion nicht optimal erfüllen.¹

An die Stelle des Marktmechanismus' trete der Mechanismus der Gruppenverhandlungen. Allerdings seien die Beziehungen zwischen Kassen und Kassenärztlichen Vereinigungen sehr schwer zu analysieren, weil beide, obwohl zunächst in der Rolle von Monopolisten scheinend, doch den dazu wichtigen Aktionsparameter: die abzusetzende Menge von Leistungen nicht in ihrer Hand haben.²

Wenn also der Marktmechanismus nicht in der Lage ist, gleichgewichtigen Preis und gleichgewichtige Menge zu determinieren, dann wird wohl ein anderes Steuerungsmittel an dessen Stelle treten müssen.

Für das hier zu behandelnde Thema ist von außerordentlicher Bedeutung, ob dieses alter-

¹ Ibid., S. 154.

² Ibid., S. 169.

native Steuerungsmittel zu einer anderen Lösung führt und welche quantitativen Werte sie liefert, denn das zu findende Gleichgewicht wird Preis und Menge ärztlicher Leistungen und damit den Gesamtumsatz, mittelbar also auch die Arzteinkommen bestimmen.

In dieser Frage werden wir leider, das muß man vorweg schon sagen, von Herder-Dorneich über weite Strecken im Stich gelassen: seine Ausführungen geben zwar einen Einblick in die Mechanismen der Willensbildung in den kontrahierenden Verbänden, bringen uns aber keine Hinweise darauf, wo wir den Gleichgewichtspreis (oder weniger anspruchsvoll: das jeweilige Verhandlungsergebnis) zu suchen haben.

b.) Die angebotene Lösung: H-D-Systemanalyse

Herder-Dorneich hat sich bei seinen Arbeiten zunehmend einer Technik bedient, die er selbst als Systemanalyse bezeichnet. Diese ist in der speziell Herderschen Ausprägung eine eigenständige Leistung, denn sie deckt sich nur grob mit den unter dem gleichen Terminus bekannten Analysetechniken der Informatik, der Politologie oder der durch Forrester populär gewordenen "systems dynamics".

Wir wollen hier auf die Systemanalyse im Verständnis Herder-Dorneichs (im folgenden H-D-Systemanalyse genannt), nur insoweit eingehen, als sie zielführend für die Determination des ärztlichen Gesamtumsatzes sein will. Dabei stützen wir uns auf die wohl letzten Stand seiner Forschungen wiedergebende neueste Veröffentlichung.

Auch in dieser finden wir die schon charakteristische Einteilung einer modernen Ökonomik in

- die (traditionelle) Marktökonomik und
- die (systemanalytisch orientierte) Nichtmarktökonomik.¹

Letztere wird insbesondere dann eingesetzt, wenn die traditionellen Instrumente ersterer nicht greifen: also, wie schon 1963 behauptet, z.B. bei der Analyse des GKV-Systems.

Analyseeinheiten sind die Regelkreise und spezielle Aggregate von Regelkreisen: Regelkreisketten, Kreisläufe und rückgeschlossene Ketten.²

Erster Schritt einer H-D-Systemanalyse ist offenbar eine Systembeschreibung, in der als kleinste Darstellungseinheit Aggregate auftreten, die entweder kollektiv handeln (z.B. Kassenärztliche Vereinigungen) oder im wesentlichen gleiches Verhalten an den Tag legen (z.B. Ärzte und Versicherte). Zwischen diesen Aggregaten werden Leistungs- und Steuerungsströme festgestellt, die jeweils bestimmte real vorhandene Gegenstücke in der Realität haben (z.B. Strom von Krankenscheinen, Verordnungsblättern etc. als Steuerungsstrom; ärztliche Leistungen als Leistungsstrom).

¹ Philipp Herder-Dorneich, Die Kostenexpansion und ihre Steuerung im Gesundheitswesen (Köln: Deutscher Ärzteverlag, 1976), S. 93-95.

² Ibid., S. 95.

Als wesentlich ist nun der folgende Zusammenhang anzusehen: gibt es zu einem jeweils feststellbaren Leistungsstrom einen entsprechenden Steuerungsstrom zwischen zwei Aggregaten, so wird in der H-D-Systemanalyse gesagt, es liege ein Regelkreis vor. Das alleinige Vorhandensein eines Leistungsstromes hingegen bedeutet, daß es nicht zu einem Regelkreis kommt. Hierbei muß der Steuerungsstrom nicht immer direkt zwischen zwei Aggregaten feststellbar sein -- vielmehr kann er Umwege über verschiedene andere Aggregate nehmen, die sich zudem noch auf verschiedenen Ebenen befinden.

Sein besonderes Interesse für Regelkreise stützt Herder-Dorneich auf die folgenden beiden Thesen:

- (1) Regelkreise helfen, Gleichgewichte (Homöostasen) zu erreichen;
- (2) höhere Komplexität von Regelkreissystemen verbessert die Steuerungswirkung.¹

c.) Kritik der H-D-Systemanalyse

Die Übertragung der Gedanken aus der Regelungstechnik in die Ökonomie ist nicht neu. Schon 1950 beschrieb A. W. Phillips

¹ Ibid., S. 96, Kasten 31.

erste Analogien zwischen mechanischen und ökonomischen Regelungsvorgängen.¹ 1953 erschien die Monographie A. Tustins zum gleichen Thema.² 1955 schon konnte R. G. D. Allen die bis dahin existierenden Ansätze im Überblick würdigen.³

Neu war an diesen Ansätzen neben der Form der Darstellung nur die Tatsache, die genannte Analogie hergestellt zu haben, der interessante inhaltliche Aspekt: die Rückkopplung, war auch vorher in der Ökonomie schon bekannt, ja war sogar zentraler Bestandteil der "Keynesschen Revolution": in der Form des Multiplikators. Daß das Multiplikatorprinzip mindestens schon seit dem Jahre 1903 aus einer Arbeit N. A. L. J. Johannsens bekannt ist,⁴ tut den Verdiensten derer keinen Abbruch, die ihn erstmals als Rückkopplungseffekt interpretierten.⁵

¹ A. W. Phillips, "Mechanical Models in Economic Dynamics," *Economic Journal*, 64, S. 290 - 323.

² A. Tustin, The Mechanism of Economic Systems (London, 1953).

³ R. G. D. Allen, "The Engineer's Approach to Economic Models," *Economica*, 22 (1955), S. 158-168.

⁴ Dieser Hinweis findet sich bei E. Schneider, Einführung in die Wirtschaftstheorie, III, (Tübingen, 1952), S. 179; 1913 wurde der Gedanke dann von Johannsen wieder aufgegriffen in: N. Johannsen, Die Steuer der Zukunft (Berlin, 1913), insbesondere S. 232 ff. und 259 ff.

⁵ Siehe dazu: R. G. D. Allen, Mathematische Wirtschaftstheorie (Berlin, 1971), Kap. 9.

Worum geht es? Eine Variable v_1 ist eine Funktion der Variablen v_2 , v_2 ihrerseits ist aber wiederum eine Funktion von v_1 . Oder auf das Beispiel des Multiplikators angewendet: Y hängt definitionsgemäß u.a. von C , dem Konsum, ab; C ist seinerseits aber über die Konsumfunktion

$$C = C(Y)$$

abhängig von Y .

Die Gleichgewichtssituation ergibt sich aus der Lösung eines simultanen Gleichungssystems, oder graphisch: als der Schnittpunkt zweier Kurven in einem Koordinatensystem, wobei die in den Kurven ausgedrückten Funktionen in gegenläufiger Abhängigkeit zueinander stehen.

Um solche Zusammenhänge kybernetisch zu erfassen, sind zwei Darstellungsformen gebräuchlich:

(1) in einem Schema werden die Variablen durch Kreise angegeben; Pfeile deuten die Richtung der Abhängigkeit an und innerhalb der Pfeile zeigen Kästen an, mit welcher konstanten Zahl k_{ij} die Variable v_i , von welcher der Pfeil ausgeht, zu multiplizieren ist, um den Beitrag dieser Variablen v_i zu der Variablen v_j zu erhalten, bei welcher der Pfeil endet.¹

¹ Ibid., S. 343.

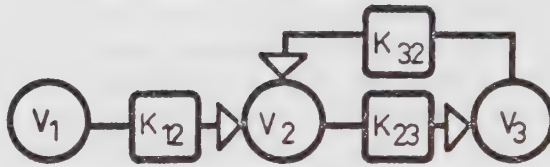


ABB. 31

Diese Darstellungsweise wurde von Tustin¹ vorgeschlagen;

(2) in einer alternativen Darstellungsform werden die Pfeile selbst als die Variablen angesehen. Die Addition und Subtraktion von Variablen geschieht in Knotenpunkten, wo die Variablenpfeile zusammenfließen. Transformationen von Variablen erfolgen in Kästen, deren Input die Variable und deren Output die Transformation ist. Für alle durch $\bullet$ gekennzeichneten Punkte gilt die Knotenpunktgleichung, daß die Summe aller Ströme Null ergibt. Bei allen mit $\circ$ bezeichneten Knoten ist der Betrag aller Ausgänge so groß wie der des Eingangs.²

Wir können auf weitere Zusammenhänge hier nicht eingehen. Es ist aber bei einem rein oberflächlichen Vergleich schon ersichtlich, (1) daß die Herdersche Systemanalyse keiner der beiden gebräuchlichen Darstellungsformen sehr ähnlich ist; (2) daß es sich wegen der betont einfachen Dar-

¹ Siehe A. Tustin, The Mechanism of Economic Systems (London, 1953)

² Erweitert nach Allen, opcit. (1971), S. 349.

stellungsweise von (insbesondere rückgekoppelten) Systemzusammenhängen um ein Instrument handelt, das besonders geeignet ist, komplexe Gleichungssysteme übersichtlich zu machen. Allerdings wird neben der Veranschaulichung und dem enormen heuristischen Wert den Analysen mit simultanen Gleichungen nichts neues hinzugefügt.

Auch mit den für Simulationszwecke hervorragend geeigneten "systems dynamics" Forresters¹ hat die H-D-Systemanalyse kaum Verwandtschaft.

Wie aus dem bisher Gesagten hervorgeht, können durch die obige Darstellung gebräuchlicher kybernetischer Wirtschaftsmodellansätze die beiden (Kern-) Thesen der H-D-Systemanalyse, wenn abgesehen von anderen Unvereinbarkeiten wenigstens mit dem Begriff "Regelkreis" gleiches gemeint wäre, folgendermaßen beurteilt werden: Faßt man These (1) als eine M ö g l i c h k e i t auf, daß Regelkreise zu Gleichgewichten führen -- also offenläßt, daß sie auch zu Ungleichgewichten führen können -- dann ist sie trivial, denn unter Anwendung des Gleichgewichtsbegriffs der Ökonomie wird ja gerade immer das Verhalten rückgekoppelter Systeme, seien es nun Gütermärkte, der gesamtwirtschaftliche Produkt-, Geld- oder Arbeitsmarkt -- statisch oder dynamisch -- untersucht.

¹ Erstmals in: Jay W. Forrester, Urban Dynamics (Cambridge, Mass., 1969); später erheblich verfeinert und verallgemeinert.

Insofern ist die kybernetische Darstellungsweise auch nicht etwas speziell auf "Quasimärkte" Anwendbares -- im Gegenteil: auch die komplexeren (Markt-) Gleichgewichtsmodelle lassen sich damit sehr gut erfassen. Und umgekehrt: wenn ein wirtschaftlicher Objektbereich kybernetisch erfaßbar ist, dann kann man ihn auch in einem System simultaner Gleichungen erfassen -- und man sollte dies sogar tun, wenn man zu mehr als bloß qualitativen Aussagen kommen will.

These (2) der H-D-Systemanalyse ist nicht einsehbar. Ebenso wenig wie ein gut funktionierender Thermostat (ein allgemein bekannter Regelkreis) nicht durch willkürliche Komplizierung "verbessert" werden kann -- dann müßte man schon genauer wissen, ob Herder-Dorneich auch unter "verbessern" etwas vom üblichen Sprachgebrauch Abweichendes versteht -- sollte man auch nicht einfach meinen, ein bestehender wirtschaftlicher Regelkreis könne durch mehr Komplexität verbessert werden -- ebensogut ist, etwa durch hinzukommende leads und lags, auch eine Verschlechterung denkbar.

Es bleibt noch zu diskutieren, ob die H-D-Systemanalyse mit "Regelkreis" dasselbe meint, wie der Begriff aus der Regeltechnik und Kybernetik.

Herder-Dorneich bezeichnet z.B. das simple Bild des volkswirtschaftlichen Kreislaufs, wie es die folgende Abbildung wiedergibt, als einen Komplex zweier Regelkreise.

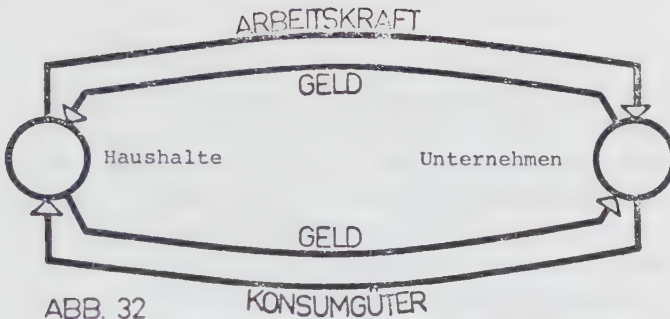


ABB. 32

KONSUMGÜTER

Wenn auch aus zwei Kreisen, die durch zwei entgegengesetzt verlaufende Pfeile miteinander verbunden sind, die Regelkreisstruktur noch nicht unmittelbar ersichtlich ist, so wissen wir doch, daß es sich um den Arbeits- und Produktmarkt handelt und daß sich für Marktbeziehungen das Regelkreismodell als Analyseinstrument im großen und ganzen bewährt hat. Jeder Konkurrenzmarkt kann als ein System von mindestens drei Variablen aufgefaßt werden: dem Marktpreis als einer Funktion von Angebot und Nachfrage sowie angebotene und nachgefragte Menge als Funktion des auf dem Markt vorfindbaren Preises.

Das Verständnis von "Regelkreis" ist also dasselbe. Allerdings: über den Regelkreis, dessen Eigenschaften (beteiligte Variablen, Form der funktionalen Zusammenhänge, mindestens Vorzeichen der Koeffizienten etc.) erfahren wir bei Herder-Dorneich leider (noch) nichts. Man könnte das, da die mathematische Analogie, wie gezeigt wurde, nun einmal naheliegt, so formulieren: Herder-Dorneichs Analyse geht genau so weit, für die Darstellung einer Beziehung zwischen zwei Variablen lediglich ein Koordinatensystem mit Achsenbezeichnung anzufertigen -- über den Inhalt des Koordinatensystems schweigt er sich aus; bis auf die kaum begründete Aussage, die einzutragenden, aber nicht vorliegenden Funktionen würden ein Gleichgewicht bilden.

Diese Bewertung der H-D-Systemanalyse mag überspitzt erscheinen -- sie ist es nicht. Konkretere Folgerungen allein aus der Forschungstechnik für die hier interessierende Problemstellung sind nicht zu gewinnen. Die Stärke der H-D-Systemanalyse liegt auf einem ganz anderen Gebiet: ihr die tautologische Struktur anzukreiden wäre einem Angriff auf den Null-Informationsgehalt der Mathematik ähnlich -- man würde die enorme, das Denken leitende Kraft beider Systeme verkennen. Kurz: die H-D-Systemanalyse hat vor allem eine heuristische Funktion. Für die Ableitung konkreter Verhaltensannahmen, Verhandlungsgleichgewichte etc. muß man auf andere Theoriekonstruktionen zurückgreifen -- z.B. auf die im folgenden Kapitel zu skizzierende Theorie der doppelten Dynamisierung.

3. Die Theorie der doppelten Dynamisierung

Wie wir gesehen haben, ist der Ansatz der Systemanalyse im Sinne Herder-Dorneichs trotz seiner Fruchtbarkeit im Bereich von Situationsbeschreibung und Hypothesenfindung kaum geeignet, genauere Aussagen zu dem Ergebnis des Steuerungsprozesses auf mittlerer Ebene zu machen. Wir haben das oben auf die Formel gebracht, Herder-Dorneich habe lediglich ein Koordinatensystem mit Achsenbezeichnung geliefert, nichts jedoch zu dessen Inhalt ausgesagt. Damit ist die Richtung weiterer Forschung klar: es muß untersucht werden, welche Determinanten nun auf mittlerer Ebene die ärztliche Honorarhöhe und das ärztliche Gesamteinkommen bestimmen.

Das ärztliche Einkommen ist im ökonomischen Sinne Gewinn.¹ Will man zu Aussagen über den ärztlichen Gewinn gelangen, so ist es erforderlich, die Kosten- und Umsatzentwicklung der ärztlichen Praxen genauer zu untersuchen.

Umsatz und Kosten kann man ihrerseits wieder zerlegen in je eine Mengen- und eine Preiskomponente, deren Bestimmungsgründe im einzelnen zu analysieren und wenn möglich quantitativ anzugeben sind.

¹ Hierbei gehen wir definitorisch möglichst einfach vor: Gewinn wird als Differenz von Umsatz und Kosten aufgefaßt -- den kalkulatorischen Unternehmerlohn und die kalkulatorische Kapitalverzinsung betrachten wir als Teil dieses Gewinns.

Aus diesen vier Variablen greift die Theorie der doppelten Dynamisierung zwei heraus: Mengen- und Preiskomponente des Umsatzes. Es gilt, für jede dieser beiden Komponenten Erklärungen zu finden. Diese gab Theo Thiemeyer, auf den die Theorie der doppelten Dynamisierung zurückgeht, in zwei Aufsätzen aus dem Jahre 1971.

a.) Die Entwicklung von Mengen- und Preiskomponente im Modell

Thiemeyer steht der Modellannahme, ein Unternehmen strebe nach maximalem Gewinn kritisch gegenüber.¹ Andererseits aber sei sie "in einer Gesellschaft, die die Einkommensmaximierung als Index gesellschaftlichen Prestiges kanonisiert"², nicht gerade als weltfremd zu bezeichnen. Wenn also trotz allgemeiner Bedenken Gewinnmaximierung (= Einkommensmaximierung für den Arzt) unterstellt werde, dann könne man bei verschiedenen Honorierungsformen das in dem folgenden Tableau wiedergegebene Verhalten ableiten:

Aktionsbereich Form d. Honorierung	Zahl d. Patienten	Zahl d. Fälle	Zahl d. Leistungen
Gehalt	min	min	min
Kopfpauschale	max	min	min
Fallpauschale	max	max	min
Einzeelleistungshonorar	max	max	max

¹ Theo Thiemeyer, "Das ärztliche Honorar als Preis im System der gesetzlichen Krankenversicherung," Soziale Sicherheit, XX. Jg. (1971), 131-134, hier: 131.

² Ibid.

Wie man aus dem Tableau leicht ablesen kann, geht Thiemeyer aufgrund der auf die Ärzte angewandten Gewinnmaximierungshypothese davon aus, bei der gegenwärtig üblichen Einzelleistungshonorierung werde der einzelne Arzt die Zahl seiner Patienten, der Fälle und der Einzelleistungen möglichst groß wählen; d.h. er wird, sofern der Bedarf an Leistungen seiner Praxis hinreichend groß ist, an der Kapazitätsgrenze produzieren. Diese Situation gibt die folgende Abbildung in stark vereinfachter Form wieder:

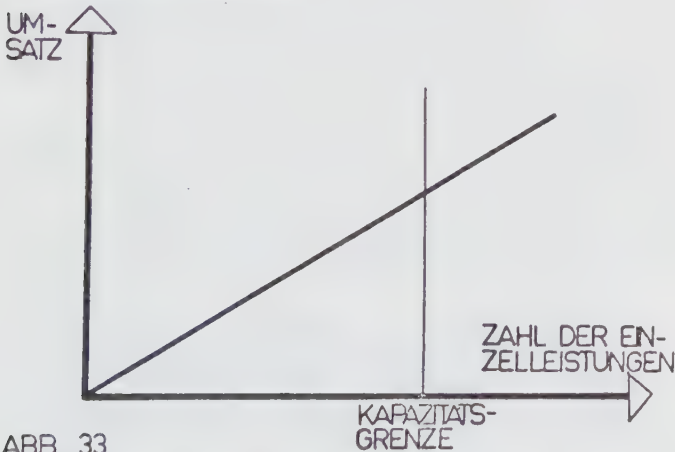


ABB. 33

Die Kapazitätsgrenze ist in der Abbildung als starr angenommen; von der Nachfrageseite her könnte er darüber hinaus noch weitere Patienten behandeln, nur ist es ihm eben technisch nicht möglich. Nun werden die Patienten aber wahrscheinlich in der Weise auf längere Wartezeiten reagieren, daß sie zunehmend eventuell vorhandene Präferenzen für den betreffenden Arzt abbauen und zu einem weniger stark frequentierten wechseln.

Es wäre also auch vorstellbar, daß der Arzt aufgrund des hier unterstellten Nachfrageverhaltens die Kapazitätsgrenze überhaupt nicht erreicht. Ob nun ein solcher Mechanismus, der sich in einer verzögerten Annäherung an die Kapazitätsgrenze niederschlägt, oder die Fülle anderer Nachfragedeterminanten überwiegt: immer hängt der Umsatz des Arztes davon ab, wo die maximale Zahl der von ihm zu erbringenden Leistungen liegt. Abgesehen davon, daß es nicht leicht ist, die Kapazitätsgrenze überhaupt zu lokalisieren, kann man doch unterstellen, daß sie sich mit dem medizinisch-technischen Fortschritt nach rechts verschiebt. Dies ist die weitere Komponente, die man der Erhöhung der Einzelleistungsvergütung hinzufügen muß, um zu dem Effekt der doppelten Dynamisierung zu gelangen:

Einmal wächst das Einkommen [der Ärzte] durch die Erhöhung der Einzelleistungsvergütung, zum anderen durch technisch-medizinischen Fortschritt, der es dem Arzt erlaubt, in der gleichen Zeit ein Mehr an Leistungen zu erbringen.

¹ Th. Thiemeyer, "Entwicklung der Gesundheitsleistungen, deren Kosten und ihre Gründe," Die Betriebskrankenkasse, 57. Jg. (1971), 253 - 258, hier: 256.

Dies kann man an der einfachen Darstellung
sehr gut verdeutlichen:

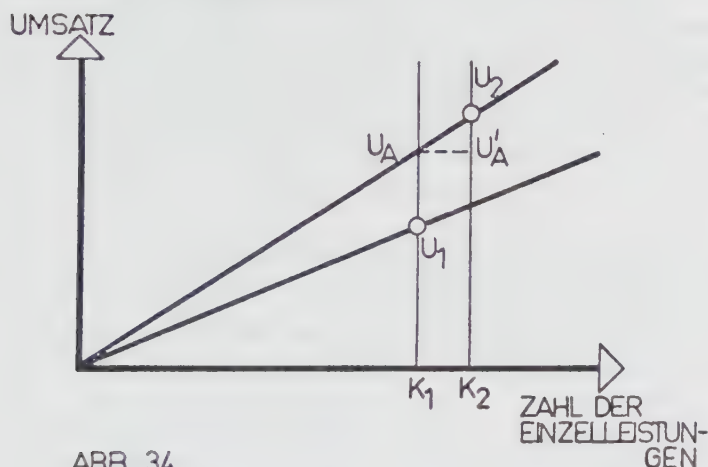


ABB. 34

Der einzelne Arzt gelangt von einem Zeitpunkt t zu einem Zeitpunkt $t+1$ von Punkt U_1 zu U_2 . Dieser Weg von U_1 nach U_2 läßt sich in zwei Teilstrecken zerlegen: die Strecke $\overline{U_1 U_A}$ ist zurückzuführen auf eine (lineare) Erhöhung der Einzeleistungsvergütung, wenn man für beide Perioden annimmt, der Arzt produziere an der Kapazitätsgrenze K_1 . Nun befindet sich der Arzt in $t+1$ aber nicht mehr auf demselben Stand der Technik wie in t -- der Fortschritt hat es ihm möglich gemacht, seine Kapazitätsgrenze nach K_2 zu verschieben und dies führt zu der zusätzlichen Erhöhung des Umsatzes um $\overline{U_A' U_2}$.

Die Theorie der doppelten Dynamisierung hat nicht nur Erklärungswert im einzelwirtschaftlichen Bereich, sondern auch auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene: Thiemeyer führt nämlich aus, die Kassen verhandelten nicht "mit dem Rücken an der Wand", weil sie in die Beitragserhöhung ausweichen könnten, und deswegen sei ihr Widerstand in den Verhandlungen so schwach.

Schon dieses mag das von Herder-Dorneich benannte Koordinatensystem etwas zu füllen.

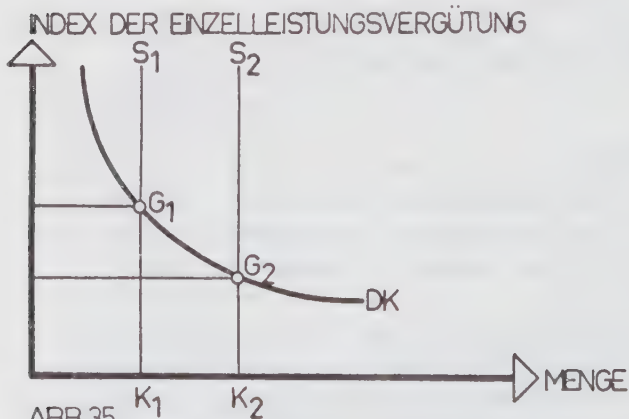


ABB.35

Eine Krankenkasse, die mit dem Rücken zur Wand verhandelt, würde z.B. die Zahlungsbereitschaftskurve D_K haben. Ärzte, die den oben genannten Verhaltensannahmen folgen, werden, gleichgültig wie hoch das Einzelleistungshonorar ist, immer an der Kapazitätsgrenze produzieren, deswegen können wir bei technischem Fortschritt von den Angebotskurven S_1 und S_2 ausgehen. Technischer Fortschritt würde unter diesen Bedingungen eine Veränderung des Verhandlungsgleichgewichts von G_1 auf G_2 bedeuten, also eine Verminderung des Einzelleistungshonorars.

Tatsächlich zeigen die Kassen aber nach Thiemeyer eine anders geartete Zahlungsbereitschaftskurve -- offenbar konnten sie sich lange Zeit der Argumentation nicht entziehen, das Einzelleistungshonorar müsse in etwa gesamtgesellschaftlichen Kenngrößen, wie zum Beispiel der Entwicklung von Lohn und Gehalt, angepaßt werden.

Wenn die Kassen dabei der Menge überhaupt keine Beachtung schenken, dann ist ihre Zahlungsbereitschaftskurve in jedem Zeitpunkt eine horizontale Gerade. Unter der Annahme, die Ärzte zeigten das oben angenommene Verhalten und die Kapazitätsgrenze lasse sich synchron mit dem Lohn- und Gehaltsniveau erhöhen, gibt der Preiseffekt, wie er sich in der folgenden Abbildung der beiden Flächen im dreidimensionalen Raum ablesen läßt, nur einen ungenügenden Überblick über die Entwicklung des Gesamtumsatzes, wie er durch die dunkel schraffierten Flächen gekennzeichnet wird.

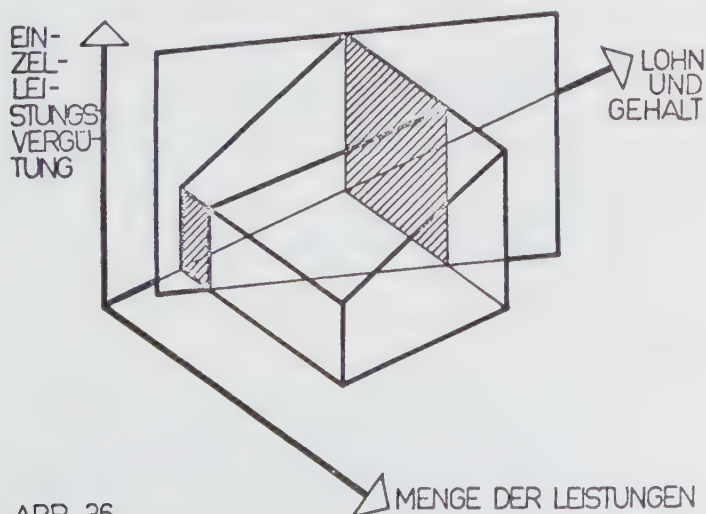


ABB. 36

Für eine Analyse der quantitativen Beziehungen zwischen Preis- und Mengenkompente sowie Umsatz ist es sinnvoll, folgende Zusammenhänge zu beachten:

wenn

$$U_t = Q_t P_t$$

und der jeweilige Variablenwert U_t , Q_t und P_t als Teil eines stetigen Wachstumsprozesses angesehen werden, dann ist:

$$U_t = U_0 e^{w_u t}$$

$$Q_t = Q_0 e^{w_q t}$$

$$P_t = P_0 e^{w_p t} .$$

Daher gilt:

$$\log U_t = \log Q_0 + w_q t + \log P_0 + w_p t .$$

Nach t differenziert ergibt sich:

$$\frac{d(\log U_t)}{dt} = w_q + w_p ;$$

und da

$$\frac{d(\log U_t)}{dt} = \frac{\dot{U}}{U} = w_u$$

ist

$$w_u = w_q + w_p .$$

Wenn man einmal annimmt, w_p spiegele wegen der Anbindung an die Lohn- und Gehaltsentwicklung die Produktivitätsentwicklung wider, so partizipieren die Ärzte nach dem oben erläuterten Modell tatsächlich zweimal an der Produktivitätsentwicklung. Denn unter der Annahme, die Produktivitätsfortschritte schlagen sich in gleichem Maße wie in der Gesamtwirtschaft in der ärztlichen Praxis nieder, erhalten wir:

$$w_p = w_q ;$$

da nun aber

$$w_u = w_p + w_q$$

ist

$$w_u = 2w_p .$$

Dabei ist noch nicht berücksichtigt, daß die Entwicklung der Löhne und Gehälter ja noch einen Umverteilungsbestandteil enthält. In den Annahmen ist allerdings auch nicht berücksichtigt, daß die Produktivitätsentwicklung in den ärztlichen Praxen unterdurchschnittlich verlaufen könnte. Dieses wird man genauer zu prüfen haben.

b) Empirische Anhaltspunkte für die
Theorie der doppelten Dynamisierung

Das ärztliche Honorarvolumen steigt überproportional, wenn die Ärzte einerseits Produktivitätsfortschritte in ihrer Praxis und andererseits Erhöhungen des Einzelleistungshonorars realisieren können.

Letztere scheinen keine gravierenden Meßprobleme zu bringen: wenn man der Vorgehensweise Metzes folgt, dann kann man die Entwicklung des Preisindex in der darzustellenden Weise berechnen.¹

Zunächst wird der Leistungsbedarf je Fall ermittelt; dabei orientiert sich Metze für den gesamten Betrachtungszeitraum an Einfachsätzen GOÄ -- d.h. für die Zeit vor 1965 müssen Preugo-Sätze auf das GOÄ-Niveau gehoben, ab 1971 BMÄ-Sätze auf das GOÄ-Niveau gesenkt werden. Durch eine Korrektur für den ersten Fall um +33% und im zweiten um 7.5% erhält man:

Jahr	Leistungs- bedarf je Fall in DM
1959	20.20
1963	21.89
1967	23.38
1971	26.69

¹ Siehe I. Metze, "Probleme der Ärztehonorierung und ihre Reform," in: H. Lampert (Hrsg.), Aktuelle Probleme der Gesundheitspolitik in der BRD, Schr. d. V. f. Soc. pol., N.F. Bd. 82 (Berlin, 1975), 29-94, hier: 48 ff.

Das Leistungsvolumen je Praxis ergibt sich durch die Multiplikation der Zahl der Behandlungsfälle je Praxis mit dem Leistungsbedarf je Behandlungsfall:

Jahr	Leistungsvolumen je Praxis	Index 1959=100
1959	72 288	100
1963	83 129	115
1967	101 409	140
1971	125 374	173

Verglichen damit ist der Umsatz je Praxis natürlich stärker gestiegen, so daß man folgende Preisentwicklung für die GOÄ-Leistungseinheit feststellen kann:

Jahr	Preisentwicklung
1959	100
1963	117
1967	155
1971	186

Die Quantifizierung des Produktivitätsfortschritts hat sich als bei weitem nicht so problemlos erwiesen wie die der Ermittlung eines Preisindexes für die ärztliche Leistung. Mit dieser Problematik haben sich in der Bundesrepublik vor allem U. Geißler und I. Metze auseinandergesetzt.¹

Daß und wie der sogenannte Leistungsbedarf, also die Zahl der ärztlichen Leistungen, bewertet zu Einzelsätzen GOÄ, gestiegen ist, kann man in vollständiger Form der folgenden Tabelle entnehmen.

¹ Siehe: Ibid. und U. Geißler, "Der Produktivitätsanstieg in der ärztlichen Praxis

Leistungsbedarf je Behandlungsfall und Mitglied (incl. Rentner) für RVO-Kassen insgesamt

Jahr	LB je Fall	LB je Mitglied
1958	15.17	67.08
1959	15.19	69.93
1960	15.47	72.80
1961	15.82	76.81
1962	16.09	80.26
1963	16.46	84.39
1964	16.99	89.02
4/65	23.60	129.43
1966	23.18	129.58
1967	23.38	134.19
1968	23.81	141.13
1969	24.27	147.92
1970	25.88	155.65
1971	28.69	175.78
1972	29.31	181.99
1973	29.93	189.52

Quelle: Statistisches Jahrbuch der Kassenärztlichen Bundesvereinigung (o.O., 1975), 52, 53 -- ohne Bereinigung um den Übergang von Preugo zu GOÄ (1965) und von GOÄ zu BMA (1971).

Für die Bewältigung des gestiegenen Leistungsbedarfs nennt Metze folgende beiden prinzipiellen Möglichkeiten:

- Erhöhung des zeitlichen Arbeitseinsatzes der Ärzte und ihres Personals
- Erhöhung der Produktivität der Praxen.¹

Wobei sich als Erhöhung der ärztlichen Produktivität

1967-1971. Quantitative Analyse der Ursachen des Kapazitätsanstiegs in der ärztlichen Praxis," Sozialer Fortschritt, 1974, 223-228.

¹ I. Metze, "Bedeutung des Produktivitätsfortschritts für die ärztliche Einkommensentwick-

natürlich auch eine Qualitätsverminderung der einzelnen ärztlichen Verrichtung niederschlagen würde.

Geißler gliedert die Ursachen für einen Outputzuwachs der ärztlichen Praxen, indem er im Prinzip von den Posten im ärztlichen Produktionskonto ausgeht, das wir im folgenden kurz skizzieren wollen.

Allgemein stellt sich ein Produktionskonto der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung wie folgt dar:

Produktionskonto¹

<u>1. Käufe v. Vorleistungen</u>	<u>1. Verkäufe v. Vorleistungen</u>
<u>2. Abschreibungen</u>	<u>2. Verkäufe von Konsumgütern</u>
<u>3. Ind. Steuern</u>	<u>3. Verkäufe v. Investitionsg.</u>
./. Subventionen	4. Verk.v. Vorprodukten auf Lager
4. Wertschöpfung	5. Bestandsänderungen an eigenen Erzeugnissen
<u>4.1 Löhne u. Gehälter</u>	6. selbsterstellte Anlagen
<u>4.2 Zinsen</u>	
<u>4.3 verteilter Gewinn</u>	
<u>4.4 unverteilter Gewinn</u>	

Die unterstrichenen Positionen sind solche, die in der ärztlichen Dienstleistungsproduktion eine Rolle spielen -- d.h. gegenüber dem allgemeinen Produktionskonto ist das der ärztlichen Praxis zu vereinfachen.

Wenn auf der rechten Seite des Kontos die Verkäufe zunehmen, so schlägt sich dies definitions-

lung und die Kosten medizinischer Leistungen," Sozialer Fortschritt, 23. Jg. (1974), 6-8, hier: 6.

¹ Verändert nach: A. Stobbe, Volkswirtschaftliches Rechnungswesen (Berlin, Heidelberg, New York, 1972).

gemäß in mindestens einer der folgenden drei Posten nieder (Wirkungen von indirekten Steuern können wegen ihrer marginalen Bedeutung für die Ärzte nach der Einführung der Mehrwertsteuer vernachlässigt werden):

- Käufe von Vorleistungen,
- Abschreibungen,
- Wertschöpfung.

Hinter diesen Buchungspositionen stehen real: Einsatz von Leistungen Dritter -- Hilfs- und Betriebsstoffe, aber auch alle Leistungen von Labors, Konsiliarleistungen etc. --, Kapitalverzehr in der Produktion -- die gesamte technische Ausstattung der ärztlichen Praxis -- und Arbeitsleistungen von seiten des Arztes und seines Personals.

Beim Arbeitseinsatz können als Ursachen für einen erhöhten Praxisoutput in Frage kommen:

- höhere Arbeitsleistung des Arztes,
- mehr Arbeitskräfte,
- längere Arbeitszeit der Hilfskräfte.

Schließlich kann sich technischer Fortschritt niederschlagen in

- besserer (produktiverer) Arbeitsleistung des Arztes,
- besserer Arbeitsleistung des Hilfspersonals,
- leistungsfähigerer Kapitalausstattung.¹

Wie man sieht, können die Ursachen des Produktivitätsfortschritts in der ärztlichen Praxis vielfältiger Natur sein. Eine Zurechnung zu den einzelnen Einflußgrößen dürfte daher umfangreiche empirische Arbeiten notwendig machen.

¹ Diese Gliederung entspricht in etwa dem Pfeilschema Geißlers in: ders., "Der Produktivitätsanstieg ...", 224.

Zunächst jedoch hatte sich Geißler die Aufgabe gestellt, den Produktivitätsanstieg überhaupt quantitativ abzuschätzen.

Die durchschnittliche Arbeitsproduktivität π (bei Geißler: p) ist definiert als das Verhältnis von Produktionsergebnis zu Arbeitsleistung (beides real). Wobei das Statistische Bundesamt bei der Errechnung der gesamtwirtschaftlichen Kennziffer das reale Bruttoinlandsprodukt durch die Zahl der Erwerbstätigen dividiert.¹ Im einzelwirtschaftlichen Bereich entspricht dem das Verhältnis Nettoproduktionswert/Beschäftigte:

$$\pi = \frac{\text{Nettoproduktionswert}}{\text{Beschäftigte}} .$$

Wir sind nun interessiert an dem relativen Zuwachs der Arbeitsproduktivität:

$$\frac{\pi_1 - \pi_0}{\pi_0} = \frac{\pi_1}{\pi_0} - 1 .$$

Wenn P =Nettoproduktionswert und A =Beschäftigte, dann ist der relative Zuwachs der Arbeitsproduktivität:

$$\frac{P_1 A_0}{P_0 A_1} - 1 .$$

P_0 und P_1 erhält man, indem vom abgerechneten Leistungsbedarf (= realer Bruttoproduktionswert) die realen Vorleistungen (Ergebnis: realer Nettoproduktionswert), vielleicht auch reale Abschreibungen

¹ Siehe A. Stobbe, Volkswirtschaftliches Rechnungswesen (Berlin, Heidelberg, New York, 1972), 275 f.

subtrahiert werden (Ergebnis: reale Wertschöpfung). Um zu den realen Sachkosten zu gelangen, deflationiert Geißler die aus der Kostenstrukturerhebung hervorgehenden nominalen Sachkosten mit dem BSP-Preisindex.

A_0 und A_1 werfen insbesondere das Problem auf, daß sich dahinter die Zahlen der Ärzte und des Hilfspersonals verbergen -- woraus dann sozusagen eine "Durchschnittsarbeitskraft" zu bilden ist. Bei Geißler geht in diese Größe der Arzt mit einem höheren Gewicht ein als eine seiner Hilfskräfte. Als mögliche Gewichte bieten sich an: für die Arbeitsleistung der Hilfskräfte die Summe von deren Einkommen E_H , für die Arbeitsleistung des Arztes das Einkommen eines abhängig Beschäftigten ähnlicher Qualifikation E_A^+ ; damit nicht auf den Praxisreinertrag, also Residualeinkommen, zurückgegriffen werden muß.

Die Entwicklung des realen Arbeitskräfteeinsatzes wird zureichend erfaßt, wenn man einsetzt:

$$\begin{aligned} A_0 &= E_{AO}^+ + E_{HO} \\ A_1 &= E_{AO}^+ + E_{HO} (H_1/H_0) \end{aligned}$$

Wobei man in bezug auf A_1 noch eine mögliche Veränderung der Arbeitszeit zu berücksichtigen hat, so daß A_1 in einer mit dem entsprechenden Index I_{Z1} korrigierten Fassung die Form hat:

$$A_1 = [E_{AO}^+ + E_{HO} (H_1/H_0)] I_{Z1}.$$

Wie man sieht, ist die Veränderung von A_0 auf A_1 ausschließlich hervorgerufen durch I_{Z1} , H_0 und H_1 , wobei E_{AO}^+ und E_{HO} als Parameter auftreten. Wenn man einmal nur den relativen Zuwachs der eingesetzten Arbeit (ohne Beachtung von Arbeitszeitveränderungen) studiert:

$$\frac{A_1}{A_0} - 1 = \frac{E_{AO}^+ + E_{HO} (H_1/H_0)}{E_{AO}^+ + E_{HO}} - 1 ,$$

so wird klar, daß ein großes E_{AO}^+ im Verhältnis zu E_{HO} den Einfluß von H_1/H_0 relativiert, somit also die Arbeitsproduktivitätssteigerung vergrößern würde. Um die Gefahr eines solchen Artefaktes möglichst zu vermeiden, nimmt Geißler E_{AO}^+ bewußt niedrig an.

Einsetzen der verfügbaren Daten in die operationalisierte Formel ergibt einen Anstieg der Arbeitsproduktivität der ärztlichen Praxis um 28.6% in dem Zeitraum von 1967 bis 1971 -- die gesamtwirtschaftliche Produktivität der Arbeiterstunde ist in demselben Zeitraum um etwa den gleichen Betrag gestiegen.

Metze vertritt zu der Frage des Anstiegs der Arbeitsproduktivität in der ärztlichen Praxis eine andere Ansicht:

Vergleichen wir die Entwicklung der Arbeitsproduktivität in ärztlichen Praxen mit der gesamtwirtschaftlichen Arbeitsproduktivität, so zeigt sich, daß die gesamtwirtschaftliche Arbeitsproduktivität (reales Bruttoinlandsprodukt je Erwerbstätigen) in dem betrachteten Zeitraum mehr als doppelt so stark gestiegen ist wie die Arbeitsproduktivität der ärztlichen Praxen.¹

Das sei zurückzuführen auf die große Arbeitsintensität der ärztlichen Produktion. Jedenfalls kommt Metze (ebenfalls für den Zeitraum 1967-1971 -- das sei hervorgehoben) zu einem Produktivitätsanstieg von nur 9.57%.

Da die Aussagen Metzes und Geißlers zur Produktivitätsentwicklung eklatant divergieren, ist es notwendig, auch auf die Metzeseche Berechnungsmethode im einzelnen einzugehen.

Als exogene Variablen (Variablenbezeichnungen von uns) treten auf:

BEV = Wohnbevölkerung,
 M = Zahl d. RVO-Kassenmitglieder,
 V = Zahl d. RVO-Kassenversicherten,
 P = Zahl d. Arztpraxen,
 FAE = Zahl d. Behandlungsfälle²,
 LB = Leistungsbedarf = Zahl der mit RVO-Kassen abgerechneten Leistungen, bewertet nach GOÄ;

mit diesen kann man Definitionsgleichungen für folgende wichtige Kenngrößen bilden:

¹ I. Metze, "Probleme der Ärztehonorierung und ihre Reform," in: H. Lampert (Hrsg.), Aktuelle Probleme der Gesundheitspolitik in der BRD. Schr. d. V. f. Soc. pol., N. F. Bd. 82 (Berlin, 1975), 29 - 94, hier: 47.

² "Unter 'Behandlungsfall' versteht man in der Kassenpraxis die Behandlung einer Krankheit oder auch mehrerer Krankheiten desselben Patienten während desselben Kalendervierteljahres durch denselben Arzt." -- Praxisfibel, neu bearbeitet v. F. Nienhaus u. G. Vogt (Köln, 121974), 137.

1. Morbidität (MORB):

$$\text{MORB} = \text{FAE}/\text{M} ;$$

2. Behandlungsfälle je (RVO-Kassen-) Versicherten:

$$\text{FAE}/\text{V} = \text{MORB} \times \text{M}/\text{V} ;$$

3. Behandlungsfälle je Praxis:

$$\text{FAE}/\text{P} = \text{MORB} \times \text{M}/\text{P} ;$$

4. Leistungsvolumen nach Metze (LV):

$$\text{LV} = \text{LB}/\text{FAE} \times \text{MORB} \times \text{M}/\text{V} \times \text{BEV}.$$

Wenn LAB die durchschnittlich in einer Praxis beschäftigten Personen (incl. Ärzte) bezeichnet, dann ist im Anschluß an die von Metze gewählte Vorgehensweise die Arbeitsproduktivität zu bestimmen durch:

$$\Pi = \frac{\text{LV}}{\text{P} \times \text{LAB}} .$$

Inhaltlich steht dahinter: man dividiere das von der gesamten Wohnbevölkerung in Anspruch genommene Leistungsvolumen durch die Zahl der in ärztlichen Praxen tätigen Personen und man wird die gesuchte Arbeitsproduktivität erhalten. Für 1959 ergibt sich so nach Metztes Methode:

$$\Pi_{1959} = \frac{20.2 \times 4.6 \times 21461/36884 \times 53845000}{40324 \times 3.42}$$

$$\approx 21 \text{ 100 DM} .$$

Diese Methode führt dann zu dem oben bereits erwähnten relativen Anstieg der Produktivität im Zeitraum 1967 - 71 von 9.57%.

Die beiden hier zu vergleichenden Autoren verwenden verschiedene Operationalisierungen in Zähler und Nenner des Ausdrucks für die Arbeitsproduktivität: während Metze Vorleistungen überhaupt nicht abzieht -- was bei dem von ihm zum Vergleich herangezogenen Bruttoinlandsprodukt schon durch die Aggregation erforderlich ist und und daher auch bei seinen Berechnungen empfehlenswert gewesen wäre --, subtrahiert Geißler außer den Vorleistungen auch die Abschreibungen. Diese Unterschiede in der Vorgehensweise können sich zwar in der absoluten Höhe der Arbeitsproduktivität auswirken, werden jedoch bei der Berechnung des relativen Anstiegs kaum eine Rolle spielen.

Vielmehr muß in diesem Zusammenhang beachtet werden, daß Metze die Zahl der Arbeitskräfte ungewichtet in die Rechnung aufnimmt, während Geißler wohl eher zu der Ansicht neigt, man könne nicht die Vermehrung des Gesamtpersonalstandes um einen Arzt einer solchen um eine medizinisch-technische Assistentin gleichsetzen. Während die nicht unerhebliche Erhöhung des Einsatzes von medizinischem Hilfspersonal bei Metze also voll in die Berechnung durchschlägt, wird sie bei Geißler außerordentlich stark relativiert durch die Gewichtung des Arztes mit einem Äquivalenzeinkommen, das ein Mehrfaches des MTA-Einkommens beispielsweise ausmacht. Zudem kann man Geißlers Vorgehen als konservativ bezeichnen, wenn er die vorhandenen Gehaltsdifferenzierungen als Spiegelbild der Produktivitätsrelationen ansieht. Problematisch ist es auch, wenn er in eine Berechnung der Produktivität schon weitreichende Annahmen über diese einfließen läßt.

Die unterschiedlichen Ergebnisse der beiden Autoren dürften also zu großen Teilen beeinflusst sein von Produktivitätsannahmen über das ärztliche Hilfspersonal -- eine Frage, die von äußerster Wichtigkeit ist, leider aber trotz Vorhandenseins geeigneter Daten nicht geklärt werden kann, weil das Statistische Bundesamt das Primärmaterial nicht verfügbar macht. Das Vorgehen Metzkes stimmt allerdings mit den gängigen Meßverfahren eher überein, hat also Argumente der Vergleichbarkeit mit Daten aus anderen Bereichen für sich, während Geißlers Methode Plausibilitätsüberlegungen auf seiner Seite hat.

Wenn man nach alledem auch noch nichts genaueres über die quantitativen Beziehungen weiß, die Thiemeyer mit seiner These qualitativ angedeutet hat, so zeigt doch ein Blick auf die Entwicklung des Preisindex für die ärztliche Leistung ebenso wie der (wenn auch in der Größenordnung umstrittene) Produktivitätsfortschritt in diesem Wirtschaftsbereich, daß die These fruchtbar ist und wahrscheinlich überhaupt erst das Interesse für empirische Untersuchungen auf diesem Gebiet geweckt hat. Auf die am Ende des vorhergehenden Abschnitts gestellte Frage über den Verlauf der Produktivitätsentwicklung in der ärztlichen Praxis im Vergleich zu der gesamtwirtschaftlichen haben wir noch keine eindeutige Antwort: die gewiß den Drang nach unbezweifelbaren Lösungen nicht befriedigenden Aussagen der beiden soeben diskutierten Autoren weisen dennoch den Weg für die sicherlich dringend notwendige Weiterarbeit.

c.) Zur Kritik der Dynamisierungstheorie

(1) Die Verhaltensannahmen

Thiemeyers Annahmen über die Verhaltensmotivierung der Ärzte müssen genauer geprüft werden.

Greifen wir zum Beispiel aus seinem Tableau die Behauptung heraus, bei Einkommensmaximierung würden Zahl der Patienten, Zahl der Fälle und Zahl der Leistungen minimiert, wenn als Honorierungsform ein festes Gehalt angenommen wird.

Ein festes Gehalt, bei dem man von Überstundenvergütungen, Sonderleistungen für Sonntagsdienst u.ä. absieht, stellt sich, als eine Funktion der Zahl der Leistungen aufgefaßt, ganz einfach als eine horizontale Gerade im Koordinatensystem dar. Lautet nun die zu lösende Aufgabe: "Bei welcher Zahl der Leistungen wird das maximale Einkommen von dem betrachteten Arzt erreicht?", so ist offensichtlich keine Lösung zu erzielen, da die Funktion keine zweite Ableitung hat. Einkommensmaximierung führt also keineswegs zu einer Minimierung der Leistung. In das Tableau wäre also bei Unterstellung der Zielfunktion eines möglichst großen Einkommens für jedes "min" ein Strich, für "unbestimmtes Ergebnis", einzutragen.

Anders müßte man die Situation beurteilen, wenn der einzelne Arzt Nutzenmaximierung betrei-

ben würde -- wobei man annehmen kann, sein Nutzen sei eine Funktion von Einkommen und Freizeit und die Grenzrate der Substitution zwischen beiden habe einen sinkenden Verlauf; dann könnte man in der Tat davon ausgehen, der Arzt minimiere bei Gehaltszahlung die Zahl der Leistungen unter bestimmten Nebenbedingungen (Behandlung dringender Fälle, Einhaltung der Mindestzahl von Sprechzeiten etc.).

Gerade für den Arzt sind die sonst zu Recht als wirklichkeitsfremd kritisierten Annahmen über den institutionellen Rahmen des Faktorangebots noch einigermaßen erfüllt: dieser kann nämlich weitgehend den Umfang seiner beruflichen Tätigkeit selbst bestimmen.

Allgemein können die Leistungen eines Produktionsfaktors häufig in zweierlei Weise verwendet werden:

- (1) sie werden vom Faktoreigner zur Produktion eines Gutes eingesetzt oder dienen durch Verkauf der Einkommenserzielung;
- (2) sie werden vom Faktoreigner direkt konsumtiv in Anspruch genommen.

Wichtig ist dieser Sachverhalt nicht zuletzt für den Faktor Arbeit: der Faktoreigner kann unter bestimmten institutionellen Gegebenheiten entscheiden, ob er die Leistungen dieses Faktors für die Möglichkeit (1), Einkommenserzielung, oder die Möglichkeit (2), Freizeit, einsetzt.

Da sich ein Wirtschaftssubjekt weder total für die eine noch die andere Möglichkeit entscheidet, sondern beides in beschränktem Maße tun wird, haben wir es hier mit einer Ent-

scheidungssituation zu tun: es gilt, den Einsatz in Hinsicht auf ein bestimmtes subjektives Ziel zu optimieren.

Was unter Beachtung bestimmter Nebenbedingungen zu maximieren ist, das sei der Nutzen des Individuums. In der folgenden Zeichnung stellt die eingetragene Menge von Kurven die Kombinationen möglicher Einsatzverhältnisse der Arbeitsleistung dar, die das Individuum als gleichwertig betrachtet.

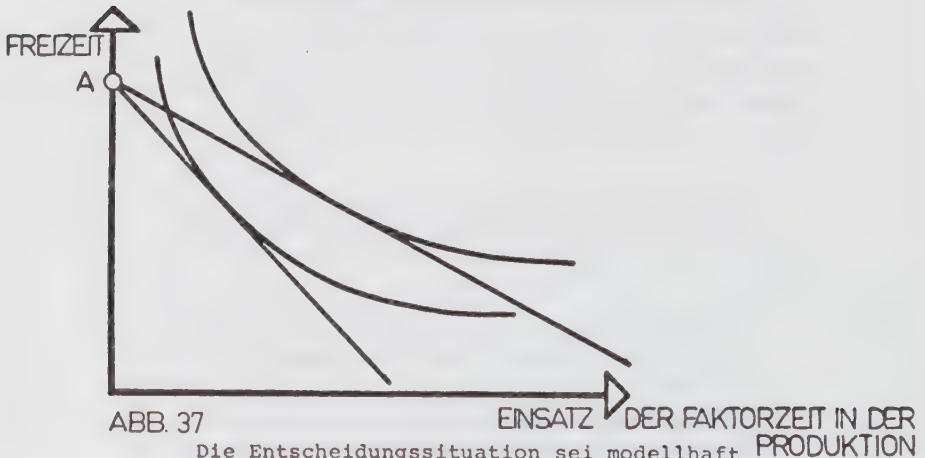


ABB. 37

Die Entscheidungssituation sei modellhaft analysiert. Der zu maximierende Nutzen des Individuums war als abhängig von Einkommen und Freizeit betrachtet worden:

$$U = U(E, F) \quad .$$

Das Einkommen ist abhängig von der im Produktionsprozeß eingesetzten Arbeitszeit A und dem dort für die Leistung erzielten Entgelt w :

$$E = wA$$

$$A = E/w \quad .$$

Die Entscheidung des Individuums muß sich an den "natürlichen" Rahmen halten, der dadurch vorgegeben ist, daß es nicht mehr als 24 Stunden des Tages auf die beiden genannten Verwendungen aufteilen kann.

$$24 = A + F$$

$$0 = E/w + F - 24$$

Aus der Maximierungs- und Nebenbedingung ergibt sich der Lagrangesche Ausdruck:

$$U_{\lambda} = U(E, F) + \lambda(E/w + F - 24).$$

Ableiten nach den unabhängigen Variablen ergibt:

$$\frac{\partial U_{\lambda}}{\partial E} = \frac{\partial U}{\partial E} + \frac{\lambda}{w}$$

$$\frac{\partial U_{\lambda}}{\partial F} = \frac{\partial U}{\partial F} + \lambda$$

$$\frac{\partial U_{\lambda}}{\partial \lambda} = \frac{E}{w} + F - 24$$

Durch Nullsetzen der Gleichungen und Auflösen erhält man:

$$w = \frac{\partial U / \partial F}{\partial U / \partial E}$$

bzw.:

$$w = - \frac{dE}{dF}.$$

Ist das Entgelt w größer als dE/dF , so kann die Person einen Nutzengewinn erzielen, indem sie mehr arbeitet; ist das Honorar geringer,

läßt sich ein Nutzengewinn durch mehr Freizeit erzielen.

Diese Betrachtungen sind besonders in der hier unterstellten Allgemeinheit sicherlich nicht informativ. Es wurde schließlich nichts anderes unternommen, als aus bestimmten Annahmen über das Verhalten von Individuen Theoreme abzuleiten.

Wenn das Modell auch sonst keinen besonderen Nutzen für die Lösung unserer Probleme haben sollte, so hat es doch diesen:

(1) es erleichtert uns in bestimmter Hinsicht, Fragen zu stellen, Probleme zu sehen;

(2) es kann helfen, Probleme aufzufächern.

Mit (1) ist gemeint: wenn wir nicht den Fehler begehen, uns mit den Modell-"Ergebnissen" zu bescheiden, sondern die Fragestellung dahinter sehen, so kann es uns (wenn auch nicht als Modell) durchaus helfen. (2) bedeutet: das Modell kann aus der zunächst einen Fragestellung mehrere interessante Einzelfragen herauslösen:

- das Modell machte institutionelle Voraussetzungen; wo sind Abweichungen, wo Übereinstimmungen auf dem Markt für ärztliche Leistungen festzustellen?

- es wurde eine Nutzenfunktion in der allgemeinsten (und man könnte sagen: in der nichtssagenden) Form $U = U(E, F)$ vorgegeben. Was kann man an dem Verhalten relevanter Gruppen oder einzelner über deren Verlauf ablesen? Lassen sich plausible Hypothesen über den Grenznutzen von Einkommen und Freizeit und damit über das ärztliche Leistungsangebot gewinnen?

- es wurde die Wahl des Individuums zwischen zwei Alternativen unterstellt; um welche lebenslagerrelevanten Einflußfaktoren muß das Modell erweitert werden, um glaubwürdig zu sein?

Bei aller Realitätsferne der dargestellten Modellableitungen, die man konzedieren muß, können sie jedoch realitätsnäher als Thiemeys Ausgangskonzept sein (und daher wohl in seinem Sinne), indem sie die zu stark simplifizierende Sicht des Arztes als Einkommensmaximierer verfeinern. Der Arzt befindet sich nach der hier dargelegten Auffassung in einer Entscheidungssituation: er wählt zwischen Einkommen und Freizeit -- hierbei kann es dann noch zu einem weiteren Effekt kommen, der von Thiemeys Schema nicht erfaßt werden kann: das Entscheidungsmodell erklärt den möglicherweise durch einen Anstieg der Einzelleistungsvergütung bedingten zusätzlichen Einsatz an ärztlicher Arbeitszeit.¹

Trotz dieser Einwände halten wir Thiemeys Theorie gerade in bezug auf die Zahl der von den Ärzten erbrachten Einzelleistungen für äußerst fruchtbar. Dies umso mehr als man zu der behaupteten Verhaltensweise auch auf anderem Weg gelangen kann -- ein Weg übrigens, der wegen der Bezugnahme auf die Nicht-Gewerblichkeit ärztlicher Leistungserbringung eher allgemeine Zustimmung finden dürfte.

In dem kurzen historischen Abriß der Lebenslagedeterminanten bei Ärzten wurde schon darauf

¹ Allerdings kann auch der Einkommenseffekt den Substitutionseffekt überwiegen, so daß einer erhöhten Einzelleistungshonorierung ein vermindertes Angebot an ärztlichen Leistungen gegenübersteht, weil das Zusatzeinkommen die Lust an mehr Freizeit steigert -- das muß näher analysiert werden.

hingewiesen, daß im Vordergrund ärztlicher Tätigkeit eher künstlerische oder wissenschaftliche Aspekte stehen. W. J. Baumol und W. G. Bowen haben nun versucht nachzuweisen, daß es gerade bei künstlerischen und wohltätigen Berufen und Institutionen eine strukturelle Neigung gibt, Qualität und Quantität ihrer Leistungen immerwährend zu verbessern, diese seien Ziele in sich selbst:

These goals constitute bottomless receptacles into which limitless funds can be poured. As soon as more money becomes available to a nonprofit organisation, corresponding new uses can easily be found, and still other uses for which no financing has been provided will inevitably arise to take their place. Any lively nonprofit organisation always has a group of projects which it cannot afford to undertake and for whose realization it looks hopefully to the future.¹

Gerade bei Gesundheitsgütern erscheint uns diese Betrachtung angemessen: handele es sich nun um Krankenhäuser oder um freipraktizierende Ärzte -- sie alle werden sich die verbreitete Norm zueigen gemacht haben (und wer wollte das kritisieren?), für die Verbesserung der Gesundheit der Bevölkerung müsse man möglichst viel von den verfügbaren Mitteln einsetzen.

Wir halten es nicht für realitätsfern, dem einzelnen Arzt eine solche Motivation zu unterstellen -- die dabei erzielbaren Einkommensbeträge mögen subjektiv noch nicht einmal eine bedeutende Rolle spielen. Sich darum zu kümmern,

¹ W. J. Baumol, W. G. Bowen, "On the Performing Arts: the Anatomy of their Economic Problems," AER, 1965, 495-502, hier: 497.

wird womöglich ganz der zuständigen Kassen-
ärztlichen Vereinigung überlassen. Im End-
effekt, und darauf kommt es uns an, resultiert
daraus jedoch die von Thiemeyer unterstellte
Verhaltensweise -- auch wenn die Motivation
eine vollkommen andere ist.

(2) Die Kritik an der Zahl der Einflußfaktoren

Philipp Herder-Dorneich wirft Thiemeyer sowie für die Nachfolgediskussion auch Geißler und Metze vor, sie hätten das ärztliche Einkommen als abhängig von nur zwei Parametern gesehen: Zahl der ärztlichen Leistungen und Auszahlungsquoten zur Gebührenordnung. Wobei letztere als abhängig von der Entwicklung des durchschnittlichen gesamtwirtschaftlichen Einkommens gesehen würden.¹

Herder-Dorneich kritisiert zunächst, die Aussage der Theorie der doppelten Dynamisierung trete im Gewand des Objektiven auf, sei in Wirklichkeit jedoch kryptonormativ insofern unterstellt werde, jede Gesellschaftsgruppe dürfe nur e i n m a l an Gesamteinkommenszuwächsen partizipieren und deshalb sei die nachgewiesene d o p p e l t e Dynamik abzulehnen.²

Herder-Dorneich ist vielmehr der Ansicht, man müsse die Einkommen in der Abhängigkeit von vielen Einflußfaktoren sehen und deshalb sei die Beschränkung auf zwei davon unzulässig.³ Als weitere Parameter nennt er die Auswirkungen der Verhandlungen auf die Preisstruktur -- was zum Zeitpunkt der Fertigstellung des Aufsatzes nur

¹ Philipp Herder-Dorneich, "Die These von der 'doppelten Dynamik' der ärztlichen Einkommen," Sozialer Fortschritt, 5,6/1975, 121-125, hier: 121.

² Ibid., 122.

³ Ibid.

die E-Adgo betraf, die mehrfach nicht-lineare Erhöhungen erfahren hat. Ferner müßten, so Herder-Dorneich, auch die Umverteilungsmaßnahmen berücksichtigt werden, die von den Kassenärztlichen Vereinigungen vorgenommen werden. Herder-Dorneich nennt nur diese beiden zusätzlichen Bestimmungsgründe, scheint aber insgesamt mehrere ins Auge gefaßt zu haben: "So erhalten wir also ein Bündel von Parametern. Es sind mehrere -- wieviele auch immer --, jedenfalls nicht nur zwei Bestimmungsgründe am Werk."¹

Wir wollen auf die weiteren Ausführungen Herder-Dorneichs an anderer Stelle eingehen. Was hier zunächst interessiert, ist, ob seine Vorwürfe gegen die Beschränkung auf zwei Determinanten berechtigt sind.

Die Aussage, der Praxisumsatz setze sich aus einer Mengen- und einer Preiskomponente zusammen, ist definitorischer Art. Folglich addieren sich mathematisch notwendig die Wachstumsraten beider Komponenten, wie oben gezeigt wurde, zur Wachstumsrate der Umsätze.

Wenn Herder-Dorneich die These von der doppelten Dynamisierung angreift, weil sie nicht genug Komponenten enthalte, so versucht er, eine Definition und eine daraus sich ergebende Bezeichnungsweise realer Prozesse zu widerlegen. Methodologisch gesehen ist dies ein hoffnungsloses Unterfangen.

¹ Ibid., 123.

Was Herder-Dorneich anregt, ist, weitere erklärende Variablen für die beiden genannten Komponenten zu suchen -- dies kann wissenschaftlich nur fruchtbar sein; für die Kritik an der Arbeit Thiemeyers und des von ihm geleiteten Ausschusses der Gesellschaft für Sozialen Fortschritt allerdings ist es insofern unerheblich, als diese selbst eine Fülle möglicher Einflußgrößen auf die genannten Komponenten nennen. Hier ist insbesondere die Erklärung der Mengenkomponte relevant. Wobei man zu unterscheiden hat zwischen Nachfrage- und Angebotsseite. Insofern die ausgeweitete Nachfrage von den Ärzten offenbar befriedigt werden kann, sollte man zur Erklärung auch der ärztlichen Einkommen schauen, was hier angebotsseitig die Mehrproduktion ermöglicht.

Eine ausführliche Analyse der ärztlichen Einkommensentwicklung liefert der Ausschuß "Der Wandel der Stellung des Arztes im Einkommensgefüge"; nach der Darstellung der Einkommensentwicklung bei niedergelassenen Ärzten in Teil A. des Kapitels II im ersten Hauptteil wird in Teil B. versucht, einen Überblick zu den wichtigsten Einflußfaktoren zu gewinnen.¹ Dabei werden lediglich Preis- und Mengenkomponte der Absatzseite analysiert.²

¹ Gesellschaft für Sozialen Fortschritt (Hrsg.), Der Wandel der Stellung des Arztes im Einkommensgefüge. Arzteinkommen, Honorierungssystem und ärztliche Tätigkeit (Berlin, 1974), 33 ff.

² Wichtig ist jedoch auch, wenn man sich über die Reinerträge ein Bild machen möchte, wie sich die Kostenseite entwickelt; auch hier ist es sinnvoll, Mengen- und Preiskomponte zu trennen.

Als Mengenkomponte auf der Absatzseite erscheint der "Leistungsbedarf", die Summe der abgerechneten ärztlichen Leistungen. Die Entwicklung der Einzelleistungsvergütung gibt die Preiskomponte wieder.

Nach dem den Autoren vorliegenden Material ist "die Umsatzentwicklung in den Jahren 1966 bis 1972 ungefähr zu gleichen Teilen auf die Entwicklung der Mengenkomponte (d.h. des Leistungsbedarfs) und auf die Entwicklung der Preiskomponte (d.h. der Einzelleistungsvergütung) zurückzuführen"¹.

Zu der von Herder-Dorneich vermiften Benennung einer Vielzahl von Determinanten für die ärztliche Einkommenshöhe finden wir bei den Autoren folgende Ausführungen: der Leistungsbedarf je Kassenarzt werde bestimmt durch:

- (1) den Anstieg der Zahl der GKV-Mitglieder,
- (2) die Entwicklung der Anzahl der Behandlungsfälle je GKV-Mitglied, d.h. die Entwicklung der sogenannten M o r b i d i t ä t ,
- (3) die Entwicklung des L e i s t u n g s - b e d a r f s j e B e h a n d l u n g s - f a l l und
- (4) durch die Entwicklung der Zahl der Kassenärzte.²

Diese Hauptdeterminanten werden ihrerseits als abhängig gesehen von

- der Bevölkerungsentwicklung,
- der Morbiditäts- und Mortalitätsentwicklung der Bevölkerung,

¹ Gesellschaft für Sozialen Fortschritt, op.cit., 37.

² Ibid., 34.

- dem Gesundheits- und Krankheitsverhalten der Versicherten,
- den Verhaltensweisen der Ärzte (determiniert durch: Selbstverständnis, Standesrecht, Ausbildung, Honorierungssystem, regionale Besonderheiten etc.),
- dem medizinischen Fortschritt,
- den Produktionsbedingungen in der ärztlichen Praxis,
- den Entwicklungen der Gesetzgebung und Rechtsprechung.¹

Auf den Seiten 38 bis 79 des Gutachtens finden wir eine Fülle von Hypothesen über diese Bestimmungsgründe und vielfach eine Sichtung des entsprechenden Zahlenmaterials zum Zwecke der Hypothesenprüfung.²

Damit erweist sich der Vorwurf Herder-Dorneichs, es werde nicht beachtet, "daß a l l e Einkommen i m m e r durch eine V i e l z a h l von Parametern beeinflusst werden"³, als unbegründet.

Die von den Autoren gewählte Definitionsgleichung für die Aufgliederung eines Umsatzes in Mengen- und Preiskomponente darf nicht verwechselt werden mit institutionellen und Verhaltensgleichungen.

¹ Ibid., 37.

² Wir werden später auf Hypothesen und Belege zurückkommen.

³ Philipp Herder-Dorneich, "Die These von der 'doppelten Dynamik' der ärztlichen Einkommen," Sozialer Fortschritt, 5,6/1975, 121-125, hier: 122.

Der Ausschuß der Gesellschaft für Sozialen Fortschritt hat die Definitionsgleichung und für institutionelle und Verhaltensgleichungen eine Fülle von Hypothesen geliefert. Der Vorwurf Herder-Dorneichs läßt sich im Lichte des Dargestellten so zusammenfassen: er wirft einer Definitionsgleichung vor, eine zu einfache Verhaltensgleichung zu sein -- da beides auf methodisch verschiedenen Ebenen angesiedelt ist, kann der Angriff nicht treffen.

Interessanterweise hat Herder-Dorneich die definitorische Scheidung in Preise und Mengen später selbst verwendet: in seiner Behandlung der Kostenexpansion im Gesundheitswesen unterteilt er Ausgaben in Preise und Mengen und untersucht, wie man beide Komponenten im ambulanten und Pharmabereich steuern kann.¹

¹ Siehe: Philipp Herder-Dorneich, Die Kostenexpansion und ihre Steuerung im Gesundheitswesen (Köln, 1976), 99-102.

IX. ZUSAMMENFASSUNG DER ARBEIT
UND VORSCHLÄGE FÜR DIE WEITERE FORSCHUNG

Bevor wir die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit zusammenfassen, sei auf ihre Beschränkungen eingegangen: Das Ziel von Verteilungsuntersuchungen muß letztlich eine Beschreibung und Erklärung der Verteilung von Lebenslagen sein. Unser Gegenstand waren aber nur die Einkommen von niedergelassenen Ärzten. Es ist nicht zu Unrecht gerade von ärztlicher Seite in letzter Zeit auf das Vermögen hingewiesen worden, das ein Arzt ansammeln muß, damit er sich einen wirtschaftliche abgesicherten Lebensabend gestalten kann.¹ Die vorliegende Untersuchung bedarf also der Ergänzung um Angaben über die Vermögensverteilung bei Ärzten, wenn man dem oben skizzierten Ziel einer Lebenslageanalyse näher kommen will. Wenn aber ärztliche Diskussions Teilnehmer die Einbeziehung dieses Aspektes in die Betrachtung fordern, so gehen auch sie wiederum nicht weit genug: Wir haben bei der kurzen Erörterung des Weisserschen Lebenslagekonzeptes bereits darauf hingewiesen, daß Ärzte durch Spezifika ihrer Berufsausübung fundamentale

¹ Eine starke Popularisierung der Diskussion ist seit dem Gutachten Heubecks festzustellen; siehe G. Heubeck, Die unbezahlbare Pension -- Eine Vergleichsstudie über Einkommen und soziale Absicherung bei Zahnärzten und Beamten (Baden-Baden, 1976).

menschliche Interessen befriedigen können, deren Verfolgung vielen, wenn nicht den meisten anderen Gesellschaftsmitgliedern verwehrt ist. Die Liste solcher nicht-pekuniärer Vorteile der Ärzteschaft reicht von der Selbstbestimmung ihrer Produktionstätigkeit über die hohe Identifikation mit ihrem Stand und das große Ansehen, das der einzelne Arzt genießt, bis zu den nicht unbedeutenden politischen Einflußmöglichkeiten der Ärzteschaft.¹ Wenn man sich also entschließt, in der Erforschung der ärztlichen Lebenslage weiter zu gehen, dann sollte man nicht bei Einkommen und Vermögen haltmachen.

Daß eine Lebenslageanalyse der niedergelassenen Ärzte außerordentlich komplex sein wird, beweist die Vielzahl der Determinanten, mit der es auch eine so eingeschränkte Fragestellung wie die hier behandelte zu tun hat.

In einer einleitenden Synopsis, die einer Darstellung der historischen Entwicklung ärztlicher Honorierung und der gegenwärtigen Einkommenssituation folgte, haben wir die Determinanten ärztlicher Einkommen in solche eingeteilt, die auf der Makroebene liegen, und solche, mit denen der einzelne Arzt zu tun hat.

¹ Dazu: F. Naschold, Kassenärzte und Krankenversicherungsreform. Zu einer Theorie der Statuspolitik (Freiburg, 1967); H. Kaupen-Haas, Stabilität und Wandel ärztlicher Autorität. Eine Anwendung soziologischer Theorie auf Aspekte der Arzt-Patient-Beziehung (Stuttgart, 1969); Ch. Rauskolb, Lobby in Weiß. Struktur und Politik der Ärzteverbände (Köln, Frankfurt, 1976).

Ausgehend von dem Nachweis, daß die Verteilung ärztlicher Umsätze und Einkommen einer Lognormalverteilung sehr ähnlich ist, haben wir zunächst Theorien vorgestellt, die diesen Typ der Einkommensverteilung allgemein zu erklären versuchen. Abgesehen von einigen nicht uninteressanten Hypothesen über das Wirken stochastischer Einflüsse war uns doch daran gelegen, statt diffuse Zufallseinflüsse gleich zu Anfang zu unterstellen, systematische Determinanten des ärztlichen Einkommens zu finden.

In der genannten Synopsis haben wir diese Einflüsse auf der Mikroebene in nachfrageseitige und produktionsprozeßbedingte eingeteilt. Eine nicht unerhebliche Rolle hat in der gesamten Diskussion um die Arzteinkommen auch die Marktstruktur gespielt, innerhalb derer Angebot und Nachfrage zusammentreffen.

Nach der Darstellung einiger der im angelsächsischen Sprachraum entwickelten theoretischen Erklärungen für Nachfrage und Angebot im Bereich des Gesundheitssystems und der Erörterung der Probleme von Struktur und Ergebnis des Marktes für ambulante ärztliche Leistungen konnten wir uns ähnlichen Fragestellungen bei der ambulanten ärztlichen Versorgung der Bundesrepublik zuwenden.

Auch in der Bundesrepublik Deutschland besteht eine weitgehende Verhinderung des Wettbewerbs zwischen Ärzten. Wir haben darauf hingewiesen,

daß damit zwar keine preis-, wohl aber produktionspolitische Konsequenzen verbunden sein können. Daß die Behinderung des Marktzutritts einkommenspolitisch relevant ist, versteht sich nach allen Debatten um Zulassungsfragen, die sich historisch weit zurückverfolgen lassen, fast von selbst.

Bei der Darstellung sozialökonomischer Determinanten der ärztlichen Umsätze und Einkommen haben wir gezeigt, wie sich Praxisalter, Praxisstandort, Weiterbildung und Fachrichtung auswirken. Gegenstand der Untersuchung war auch die Klärung der Frage, wie sich ein erhöhter Umsatz auf Zahl der Fälle, Leistungsbedarf pro Fall und den Anteil der Privatpraxis zurückführen lassen. Diese Zusammenhänge und erste Ansätze einer Produktionsfunktion für die ärztliche Praxis haben wir mittels Regressionsanalysen quantitativ angeben können. Es handelte sich dabei um eine Fortsetzung der im Anschluß an Thiemeyers These der doppelten Dynamisierung durch Geißler und Metze vorgenommenen Längsschnittuntersuchungen für den mikroökonomischen Querschnitt. Da unsere Ergebnisse bezüglich der großen Produktivität des ärztlichen Hilfspersonals amerikanische Untersuchungen im wesentlichen bestätigen, unser Ansatz aber der Verfeinerung auf breiterer empirischer Basis bedarf, sollten gesundheitsökonomische Forschungen sich mehr als bisher dieser Frage widmen.

Wir haben im Anschluß an ähnliche amerikanische Untersuchungen erste Ansätze für eine Analyse der räumlichen Verteilung der Kräfte vorgestellt, deren Ergebnisse eine Weiterarbeit fruchtbar erscheinen lassen.

Bei der Darstellung der Theorien der Makroebene sind wir wie in dem Teil über die Mikroebene vom Allgemeinen zum Besonderen vorgegangen. Einer Skizze des institutionellen Rahmens folgte daher eine kurze Darstellung und Kritik der Systemanalyse Herder-Dorneichs, bei der wir vorwiegend einen heuristischen Wert erkennen.

Als empirisch prüfbar erweist sich dagegen die Theorie der doppelten Dynamisierung Thiemeyers; allerdings zeigen sich in den Quantifizierungsversuchen Geißlers und Metzkes erhebliche Differenzen, so daß auch hier eine weitere klärende Forschung notwendig sein dürfte. Die Kritik an der Dynamisierungstheorie hat sich entweder nicht als stichhaltig erwiesen oder betrifft lediglich Details.

LITERATURVERZEICHNIS

- Abel-Smith, B. Value for Money in Health Services (London, 1976).
- Abholz, H.-H. "Die Rolle des industriellen Arbeitsplatzes für die Ätiologie psychischer Erkrankungen," Das Argument, 60 (1970), 142 - 151.
- Abholz, H.-H. "Tuberkulosehäufigkeit und soziale Lage," Das Argument, 78, 15. Jg. (1973), 52 - 68.
- Abholz, H.-H. "Gesundheitszustand und soziale Lage. Daten aus Westberlin," Das Argument, AS 4 (Berlin, 1974), 206 - 230.
- Abholz, H.-H. (Hg.), Krankheit und soziale Lage. Befunde der Sozialepidemiologie (Frankfurt, New York, 1976).
- Adam, R. "Englischer National Health Service: nicht empfehlenswert," Die private Krankenversicherung, 1969, Nr. 5, 46.
- Adams, F. G. "The Size of Individual Incomes: Socio-economic Variables and Chance Variation," The Review of Economics and Statistics, vol. 40 (1958), 390 - 398.
- Aitchison, J.
Brown, J. A. C. The Lognormal Distribution. With Special Reference to its Uses in Economics (Cambridge, 1963).
- Allekotte, H.
Bank, P. "Reform der Arzthonorierung aus ökonomischer Perspektive," Sozialer Fortschritt, 19. Jg. (1970), 269 - 275.
- Allen, R. G. D. Mathematische Wirtschaftstheorie (Berlin, 1971).

- Andersen, R.
Benham, L. "Factors Affecting the Relationship between Family Income and Medical Care Consumption," in: H. E. Klarman (ed.), Empirical Studies in Health Economics. Proceedings of the Second Conference on the Economics of Health (Baltimore and London, 1970), 73 - 95.
- Anderson, J. G. "Causal Models and Social Indicators: Toward the Development of Social Systems Models," American Sociological Review, vol. 38 (1973), 285 - 301.
- Appelt, W.
Kreifels, T. Die Ursachen der Beitragssatzunterschiede in der gesetzlichen Krankenversicherung und die Auswirkungen alternativer Finanzausgleichsmodelle. Eine quantitative Untersuchung (Bonn, 1976), GMD-Mitteilungen, Nr. 36.
- Arrow, K. J. "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care," AER, vol. 53 (1963), 941 - 973.
- Arrow, K. J. "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care: Reply (The Implications of Transaction Costs and Adjustment Lags)," AER, vol. 55 (1965), 154 - 158.
- Arrow, K. J. "The Economics of Moral Hazard: Further Comment," AER, vol. 58 (1968), 537 - 539.
- (Ärzte) "Auch Ärzte rüsten zur Abwehr," Die private Krankenversicherung, 1969, Nr. 3, 26 f.
- (Ärzteanalyse) Zahl, Struktur und Nachwuchsbedarf der Ärzte. Ergebnisse der Volks- und Berufszählung 1961, ergänzt auf den Stand 1967 von S. Koller u.a., hrsg. v. Bundesministerium für Jugend, Familie und Gesundheit (Bonn, 1970).

- Bailey, R. M. "Economies of Scale in Medical Practice," in: Empirical Studies in Health Economics, ed. by H. E. Klarman (Baltimore and London, 1970), 255 - 273.
- Balint, M. Der Arzt, sein Patient und die Krankheit (Stuttgart, 1965).
- Bannock, G.
Baxter, R. E.
Rees, R. A Dictionary of Economics (Harmondsworth, 1972).
- Barthel, W.
Wegener, J. "Arzthonorare -- Die Beutelschneider," Stern, 29, Nr. 7 (5. 2. 1976).
- Barzel, Yoram "Productivity and the Price of Medical Services," Journal of Political Economy, vol. 77 (1969), 1014 - 1027.
- Bator, F. M. "The Anatomy of Market Failure," Quarterly Journal of Economics, vol. 72 (1958), 351 - 379.
- Baumol, W. J.
Quandt, R. E. "Dual Prices and Competition," in: The Theory of the Firm, ed. by G. C. Archibald (Harmondsworth, 1971), 422 - 447 (Wiederabdruck).
- Baumol, W. J.
Bowen, W. G. "On the Performing Arts: The Anatomy of Their Economic Problems," AER, Suppl., vol. 55 (1965), 495 - 502.
- Becker, G. S. Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education (New York and London, 1964).
- Becker, G. S. "A Theory of the Allocation of Time," The Economic Journal, vol. 75 (1965), 493 - 517.

- Beckmann, M. J. "Personelle Einkommensverteilung in hierarchischen Organisationen," in: G. Bombach, B. S. Frey, B. Gahlen (Hgg.), Neue Aspekte der Verteilungstheorie (Tübingen, 1974), 135 - 151.
- Bedau, K.-D. "Einige Bemerkungen zur Statistik der Einkommensverteilung," WSI-Mitteilungen, 4/1976, 222 - 231.
- Benham, L.
Maurizi, A.
Reder, M. W. "Migration, Location and Remuneration of Medical Personnel: Physicians and Dentists," The Review of Economics and Statistics, vol. 50 (1968), 332 - 347.
- (Berufe) "Berufe des Gesundheitswesens: Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte," Wirtschaft und Statistik, 1974, 774 - 776.
- Bihn, W. R. "Einige Betrachtungen zur kohärenten Messung von Disparitäts- und Konzentrationsphänomenen," Statistische Hefte, N. F. 16. Jg. (1975), 233 - 249.
- Blüchel, K. Die weißen Magier. Das Milliarden-geschäft mit der Krankheit (München, Gütersloh, Wien, 1974).
- Blümle, G. "Theoretische Ansätze zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung," in: G. Bombach, B. S. Frey, B. Gahlen (Hgg.), Neue Aspekte der Verteilungstheorie (Tübingen, 1974), 63 - 97.
- Blümle, G. Theorie der Einkommensverteilung. Eine Einführung (Berlin, Heidelberg, New York, 1975).
- Böge, U. Kassenpraxis und Privatpraxis. Eine wirtschaftswissenschaftliche Studie über freiberufliche ärztliche Leistungen (Berlin, 1973).

- Böker, K. "Entwicklung und Ursachen des Krankenstandes der westdeutschen Arbeiter," Das Argument, 69, 13. Jg. (1971), 901 - 927.
- Bogs, W. et al., Soziale Sicherung in der Bundesrepublik Deutschland. Bericht der Sozialenquete-Kommission (Stuttgart, Berlin, Köln, Mainz, o.J.).
- Bohnet, A. Zur Theorie der personellen Einkommensverteilung (Stuttgart, Berlin, Köln, Mainz, 1967).
- Bombach, G. "Die verschiedenen Ansätze der Verteilungstheorie," in: Einkommensverteilung und technischer Fortschritt, hrsg. v. E. Schneider (Berlin, 1959), Schriften des Vereins für Socialpolitik, N. F. Bd. 17.
- Bombach, G.
Frey, B. S.
Gahlen, B. (Hgg.) Neue Aspekte der Verteilungstheorie (Tübingen, 1974).
- Brandlmeier, P. (Hg.) Die Allgemeinpraxis (Berlin, Heidelberg, New York, 1974).
- Brandlmeier, P. (Hg.) Hausärztliche Versorgung (Berlin, Heidelberg, New York, 1974).
- Brauer, H.-P.
Zickgraf, T. Approbationsordnung für Ärzte vom 28. Oktober 1970. Mit Kommentaren und praktischen Hinweisen (Köln, 1975).
- Brown, D. M.
Lapan, H. E. "The Rising Price of Physicians' Services: A Comment," The Review of Economics and Statistics, vol. 54 (1972), 101 - 105.
- Brown, D. M.
Feldstein, M. S.
Lapan, H. E. "The Rising Price of Physicians' Services: A Clarification," The Review of Economics and Statistics, vol. 56 (1974), 396 - 398.

- Brück, D. Kommentar zur Gebührenordnung für Ärzte vom 18. März 1965 (GOÄ) (Köln, 41973).
- Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung Hauptergebnisse der Arbeits- und Sozialstatistik 1973/74 (Bonn, 1974).
- Bundesverband d. Ortskrankenkassen Weiterentwicklung des Kassenarztrechts (o.O.u.o.J.) -- Bad Godesberg, 1974.
- Bundesverband d. Ortskrankenkassen Krankenversicherung 1975. Achtes Presseseminar des Bundesverbandes der Ortskrankenkassen in Maria Laach am 8./9. Dezember 1975 (Bonn-Bad Godesberg, 1975).
- Bussche, Rik van den Krähe, H. "Zur Prognose des Ärztebedarfs in der BRD seit 1960," in V. Volkholz et al. (Hgg.), Analyse des Gesundheitssystems (Frankfurt/M., 1974), 341 - 367.
- Butter, I. "Health Manpower Research -- A Survey," Inquiry, vol. 4, no. 4 (Dec. 1967).
- Champernowne, D. G. "A Model of Income Distribution," Economic Journal, vol. 63 (1953), 318 - 351.
- Clade, H. "Arzthonorare -- politökonomisch gesehen," Deutsches Ärzteblatt, Jg. 71 (1974), 2453 - 2457.
- Cohen, H. S.
Dean, W. J. "To Practice or Not to Practice: Developing State Law and Policy on Physician Assistants," The Milbank Memorial Fund Quarterly, vol. 52 (1974), no. 1, 349 - 376.

- Cooper, M. H.
Culyer, A. J. (eds.) Health Economics. Selected Readings (Harmondsworth, 1973).
- Cooper, M. H. "Economics of Need: The Experience of the British Health Service," in: The Economics of Health and Medical Care, ed. by M. Perlman (London, 1974), 89 - 107.
- Daniels/Hagen/
Lehmkuhl/Pürck-
hauer (Hgg.) Das öffentliche Gesundheitswesen. Bd. II: Berufe und Einrichtungen des Gesundheitswesens (Stuttgart, 1964).
- Deneke, J. F. V. Die freien Berufe (Stuttgart, 1956).
- Deneke, J. F. V. "Freiheit als Beruf," Deutsches Ärzteblatt, 62. Jg. (1965), 258 - 261.
- Deneke, J. F. V. "Lohnt es sich noch, als Arzt selbständig zu werden?" Frankfurter Allgemeine Zeitung v. 22. 1. 1975, S. 12.
- Deppe, H.-U. "Medizinsoziologische Bemerkungen zur Ökologie und Epidemiologie am Beispiel von schizophren Erkrankten," Das Argument, 60 (1970), 129 - 141.
- Deppe, H.-U. "Strukturwandel der ärztlichen Praxis. Ein Beitrag zur Soziologie medizinischer Institutionen," Blätter für deutsche und internationale Politik, 17. Jg. (1972), 324 - 338.
- Deppe, H.-U. "Zur gesellschaftlichen Lage und Perspektive von niedergelassenen Ärzten," in: Medizin und gesellschaftlicher Fortschritt. Thesen, Referate, Diskussionen und Beschlüsse des Marburger Kongresses "Medizin und gesellschaftlicher Fortschritt" am 20./21. Januar 1973 (Köln, 1973), 97 - 105.
- Deppe, H.-U.
Regus, M. (Hgg.) Seminar: Medizin, Gesellschaft, Geschichte. Beiträge zur Entwicklungsgeschichte der Medizinsoziologie (Frankfurt/M., 1975).

- Deutsch, R.
Seibel, S. Finanzierungsmöglichkeiten einer Praxis (Köln, 1976) Niederlassungs-service des Zentralinstituts für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland.
- Döhner, O. (Hg.), Arzt und Patient in der Industriegesellschaft (Frankfurt/M., 1973).
- Döhner, O. "Soziologische Aspekte der ärztlichen Berufsideologie in Westdeutschland," in: ders. (Hg.), Arzt und Patient in der Industriegesellschaft (Frankfurt/M., 1973), 49 - 67.
- Diepgen, P. Geschichte der Medizin, 2 Bde., II. Bd., 1. Hälfte (Berlin, 1959).
- Drost, H. "Soziale Indikatoren. Eine neue Bewegung," Wirtschaftswoche, 28/1972, 39 - 41.
- (Durchschnitts-
einkommen) "Durchschnittseinkommen der Ärzte lag 1976 bei 190 000 Mark," Sozialpolitische Informationen, hrsg. v. Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung, 11. Jg. (1977), 21 - 24.
- Eimeren, W. v.
Selbmann, H. K.
Überla, K. Modell einer allgemeinen Vorsorgeuntersuchung im Jahr 1969/70. Schlußbericht (Stuttgart, 1972).
- Eis, G. Mittelalterliche Fachliteratur (Stuttgart, 1967).
- Bundesverfassungs-
gericht "Entscheidung des Bundesverfassungsgerichts vom 23. 3. 1960," in: Entscheidungen des Bundesverfassungsgerichts, hrsg. v. den Mitgliedern des Bundesverfassungsgerichts, Bd. 11 (1961), 30 - 49.

- Epping, H. "'Doppelte Dynamisierung' und Labor," Westfälisches Ärzteblatt, 30. Jg. (1976), 97 - 98.
- Europäische
Vereinigung der
praktischen Ärzte (UEMO), Der praktische Arzt in der Europäischen Gemeinschaft (o.O., 1974).
- Eynern, G. v. Gemeinwirtschaftliche Bindung von Unternehmen (Frankfurt/M., Köln, 1975), Schriftenreihe Gemeinwirtschaft, Nr. 17.
- Fein, R. The Doctor Shortage. An Economic Diagnosis (Washington, D.C., 1967).
- Feldstein, M. S. Economic Analysis for Health Service Efficiency. Econometric Studies of the British National Health Service (Amsterdam, 1967).
- Feldstein, M. S. "The Rising Price of Physicians' Services," The Review of Economics and Statistics, vol. 52 (1970), 121 - 133.
- Feldstein, M. S. "The Rising Price of Physicians' Services: A Reply," The Review of Economics and Statistics, vol. 54 (1972), 105 - 107.
- Feldstein, P. J. "A Review of Productivity in Dentistry," in: J. Rafferty (ed.), Health Manpower and Productivity. The Literature and Required Future Research (Lexington, Toronto, London, 1974), 107 - 118.
- Ferber, C. v. Sozialpolitik in der Wohlstandsgesellschaft (Hamburg, 1967).
- Ferber, C. v. Gesundheit und Gesellschaft. Haben wir eine Gesundheitspolitik? (Stuttgart, Berlin, Köln, Mainz, 1971).
- Ferber, C. v. Soziologie für Mediziner. Eine Einführung (Berlin, Heidelberg, New York, 1975).

- Fischer, A. Geschichte des deutschen Gesundheitswesens, bearbeitet im Auftrage und mit Förderung des Reichsgesundheitsamtes, hrsg. v. d. Arbeitsgemeinschaft sozialhygienischer Reichsfachverbände, 2 Bde. (Berlin, 1933).
- Fohlmeister, I. "Ärzteverbände und politisch-ökonomische Machtzentren in der BRD," in: Medizin und gesellschaftlicher Fortschritt (Köln, 1973), 151 - 157.
- Frech, H. E.
Ginsburg, P. B. "Optimal Scale in Medical Practice: A Survivor Analysis," Journal of Business, 47. Jg. (1974), 23 - 36.
- Frech, H. E.
Ginsburg, P. B. "Physician Pricing: Monopolistic or competitive: Comment," Southern Economic Journal, vol. 38 (1971/72), 573 - 577.
- Frech, H. E. "Occupational Licensure and Health Care Productivity: The Issue and the Literature," in: J. Rafferty (ed.), Health Manpower and Productivity. The Literature and Required Future Research (Lexington, Toronto, London, 1974), 119 - 139.
- Freudenberg, K. "Gutachten über den voraussichtlichen Bedarf an ärztlichem Nachwuchs," in: Der voraussichtliche Bedarf an ärztliche Nachwuchs (Köln, Berlin, 1962).
- Friedman, M.
Kuznets, S. Income from Independent Professional Practice (New York, 1954).
- Friedman, M. "Choice, Chance, and the Personal Distribution of Income," The Journal of Political Economy, vol. 61 (1953), 277 - 290.
- Frießem, D. "Gesundheitsprobleme ausländischer Arbeiter in Westdeutschland," Das Argument, 69, 13. Jg. (1971), 945 - 954.

- Fuchs, V. R. "The Output of the Health Industry," in: M. H. Cooper, A. J. Culyer, (eds.), Health Economics. Selected Readings (Harmondsworth, 1973), 135 - 171.
- Geißler, U. "Wirtschaftliche Lage der niedergelassenen Ärzte. Ergebnisse der Kostenstrukturerhebung 1971," Die Ortskrankenkasse, 1973, 557 - 563.
- Geißler, U. "Einkommenswachstum und Honorarerhöhungen," Die Ersatzkasse, 54. Jg. (1974), 18 - 22.
- Geißler, U. "Der Produktivitätsanstieg in der ärztlichen Praxis 1967 - 1971. Quantitative Analyse der Ursachen des Kapazitätsanstiegs in der ärztlichen Praxis," Sozialer Fortschritt, 23. Jg. (1974), 223 - 228.
- Geißler, U. "'Orientierungsregel für Honorarverhandlungen' setzt sich durch. Kritik der Ausführungen Herder-Dorneichs. Medizinischer Fortschritt und Orientierungsregel," Sozialer Fortschritt, 24. Jg. (1975), 193 - 198.
- Gerike, W. "Das Gesamt-Arzteinkommen in der volkswirtschaftlichen Entwicklung," Sozialer Fortschritt, Jg. 17 (1968), 224 ff.
- Gesellschaft für Sozialen Fortschritt (Hg.) Patient -- Arzt -- Krankenhaus -- Krankenkasse (Berlin, 1970).
- Gesellschaft für Sozialen Fortschritt Der Wandel der Stellung des Arztes im Einkommensgefüge. Arzteinkommen, Honorierungssystem und ärztliche Tätigkeit (Berlin, 1974).
- Gibrat, R. "Une loi des répartitions économiques: l'effet proportionnel," Bulletin Statistique Général, 19 (1930).
- Gibrat, R. Les inégalités économiques (Paris, 1931).

- Glaser, W. A. Paying the Doctor. Systems of Remuneration and Their Effects (Baltimore, 1970).
- Goldammer, H.-D. Die Beziehungen zwischen Kassen-ärztlichen Vereinigungen und Krankenkassen (Diss. Köln, 1964).
- Golladay, F. L.
Smith, K. R.
Davenport, E. J.
Hansen, M. F.
Over, A. M. jr. "Policy Planning for the Mid-Level Health Worker: Economic Potentials and Barriers to Change," Inquiry, vol. 13 (1976), 80 - 89.
- Golladay, F. L. "Patient Participation and Productivity in the Medical Care Sector," in: J. Rafferty (ed.), Health Manpower and Productivity. The Literature and Required Future Research (Lexington, Toronto, London, 1974), 85 - 105.
- Greenfield, H. I. Allied Health Manpower. Trends and Prospects (New York, London, 1969).
- Grossman, M. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," Journal of Political Economy, vol. 80 (1972), 223 - 255.
- Grossman, M. The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation (New York, 1972).
- Grünewald, A. "Das Verhältnis zwischen Arzt und sozialer Krankenversicherung," in: E. Boettcher (Hg.), Sozialpolitik und Sozialreform (Tübingen, 1957), 191 - 200.
- Güse, H.-G. "Zur regionalen Verteilung der niedergelassenen Ärzte," in: Medizin und gesellschaftlicher Fortschritt (Köln, 1973), 113 - 121.

- Hadley, J. "Research on Health Manpower Productivity: A General Overview," in: J. Rafferty (ed.), Health Manpower and Productivity. The Literature and Required Future Research (Lexington, Toronto, London, 1974), 143 - 203.
- Hadrich, J. Die Arztfrage in der deutschen Sozialversicherung. Ihre soziologischen und wirtschaftlichen Probleme (Berlin, 1955).
- Hadrich, J. "Morbidity and medical performance in the social health insurance," in: Arzthonorar und Morbidity in der sozialen Krankenversicherung (Berlin, 1957), 9 - 55.
- Hadrich, J. Der Arzt in der gesetzlichen Krankenversicherung. Finanzielle und soziale Probleme (Berlin, 1968).
- Häussler, S. Kostenkenntnis für Sozialversicherte (Köln, Berlin, 1968).
- Häussler, S. Die Weiterbildung zum Arzt für Allgemeinmedizin (Stuttgart, 1969).
- (Handkommentar) H. Wezel, R. Liebold, Handkommentar zur Gebührenordnung f. Ärzte vom 18. März 1965 (Bonn-Bad Godesberg, 1976).
- Hanushek, E. A. "Regional Differences in the Structure of Earnings," The Review of Economics and Statistics, vol. 55 (1973), 204 - 213.
- Hasenclever, A. "Lebensalter und Honorar der Kassenärzte Berlins. Das Versorgungswerk der Kammer -- ein notwendiger Ausgleich," Berliner Ärzteblatt, 79. Jg. (1966), 1327 - 1332.
- Hauser, M. M. (ed.) The Economics of Medical Care (London, 1972).
- Heim, A. "Arztebedarf und ärztlicher Nachwuchs. Eine Vorausschätzung bis 1975," Deutsche medizinische Wochenschrift, 86. Jg. (1961), 1439 - 1446.

- Heinemann, G.
Liebold, R.
Heinemann, P. J. Kassenarztrecht, 3 Bde. (Berlin, Wiesbaden, 1976).
- Hempel, C. G.
Oppenheim, P. Der Typusbegriff im Lichte der neuen Logik. Wissenschaftstheoretische Untersuchung zur Konstitutionsforschung und Psychologie (Leiden, 1936).
- Hensen, H. Die Finanzen der sozialen Sicherung im Kreislauf der Wirtschaft. Versuch einer ökonomischen Analyse (Kiel, 1955), Kieler Studien 36.
- Herder-Dorneich, Ph., "Ansatzpunkte zu einer Sozialpolitiklehre der gesetzlichen Krankenversicherung," in: W. Schreiber (Hg.), Gesetzliche Krankenversicherung in einer freiheitlichen Gesellschaft. Analysen und Probleme (Berlin, 1963), 133 - 198.
- Herder-Dorneich, Ph., Sozialökonomischer Grundriß der Gesetzlichen Krankenversicherung (Stuttgart, Berlin, Köln, Mainz, 1966).
- Herder-Dorneich, Ph., "Verdienen die Ärzte doppelt?" Der niedergelassene Arzt, 23. Jg. (1974), Nr. 15/16, 11 - 15.
- Herder-Dorneich, Ph., "Die These von der 'doppelten Dynamik' der ärztlichen Einkommen," Sozialer Fortschritt, 24. Jg. (1975), 121 - 125.
- Herder-Dorneich, Ph., Die Kostenexpansion und ihre Steuerung im Gesundheitswesen (Köln, 1976).
- Hess, R. "Das neue Kassenarztrecht. Gesetz zur Weiterentwicklung des Kassenarztrechts seit dem 1. Januar 1977 in Kraft," Deutsches Ärzteblatt, 1/1977, 8 - 14.
- Heubeck, G. Die unbezahlbare Pension -- Eine Vergleichsstudie über Einkommen und soziale Absicherung bei Zahnärzten und Beamten (Baden-Baden, 1976).

- Hillen, K. B. Lebenslageforschung in den Sozialwissenschaften, insbesondere in der Sozialpolitik. Dargestellt am Beispiel der Lebenslage von Arbeitnehmern nach einem Arbeitsplatzverlust (Diss. Bochum, 1975).
- Hoffmeister, H.
Junge, B. "Vergleichende Betrachtung der Kostenentwicklung für die medizinische Versorgung und der Entwicklung bedeutsamer Krankheiten und Gesundheitsindikatoren," Das öffentliche Gesundheitswesen, 38 (1976), 799 - 811.
- Intriligator, M. D.
Kehrer, B. H. "Allied Health Personnel in Physicians' Offices: An Econometric Approach," in: The Economics of Health and Medical Care, ed. by M. Perlman (London, 1974), 442-458.
- Jahn, E. et al., Die Gesundheitssicherung in der Bundesrepublik Deutschland. Analysen und Vorschläge zur Reform (Köln, 1971), WWI-Studien 20.
- Joseph, H. "Empirical Research on the Demand for Health Care," Inquiry, vol. 8 (1971), 61 - 71.
- Kalecki, M. "On the Gibrat Distribution," Econometrica, vol. 13 (1945).
- Kassenärztliche Bundesvereinigung Statistisches Jahrbuch der Kassenärztlichen Bundesvereinigung 1975 (o.O.u.o.J.).
- Kastner, F. Monograph on the Organisation of Medical Care within the Framework of Social Security -- Federal Republic of Germany (Geneva: I.L.O., 1968).
- Kaupen-Haas, H. Stabilität und Wandel ärztlicher Autorität. Eine Anwendung soziologischer Theorie auf Aspekte der Arzt-Patient-Beziehung (Stuttgart, 1969).

- Kellerer, H.
Schaich, E. "Statistische Probleme der Erfassung von Konzentrationsphänomenen," in: H. Arndt (Hg.), Die Konzentration in der Wirtschaft (Berlin, 1971), 1. Bd., 41 - 74.
- Kellner, W. Soziale Situation und Krankheit. Eine medizinsoziologische Untersuchung (München, 1975).
- Kelly, T. F.
Schieber, G. J. Factors Affecting Medical Services Utilization. A Behavioral Approach (Washington, D.C., 1972).
- Kessel, R. A. "Price Discrimination in Medicine," Journal of Law and Economics, vol. 1/2 (1958/59), 20 - 53.
- Klarman, H. E. The Economics of Health (New York and London, 1965).
- Klein, L. R. Einführung in die Ökonometrie (Düsseldorf, 1969).
- Koch, W. A. S. Strukturmerkmale ausgewählter Freier Berufe -- Ergebnisse einer empirischen Untersuchung in Schleswig-Holstein (Göttingen, 1976), Beiträge zur Mittelstandsforschung 14.
- Kohn, R. "Development of Cross-National Comparisons of Health Services Use," in: Cross-National Sociomedical Research: Concepts, Methods, Practice, ed. by M. Pflanz, E. Schach (Stuttgart, 1976), 12 - 24.
- Kortmann, D. Der Übergang von der Pauschal- zur Einzelleistungsvergütung bei der Honorierung von kassenärztlichen Leistungen (Diss. Köln, 1968).
- Kowalski, L. Einkommensverwendung, Einkommensverteilung und Vermögensverteilung (Tübingen, 1967).
- Krekeler, K. Theorie und Praxis der berufsständischen Versorgung der Ärzte (Stuttgart, 1972).

- Kress, W. "Die Kostenelemente der Arztpraxis," in Arzthonorar und Morbidität in der sozialen Krankenversicherung (Berlin, 1957), 57 - 75.
- Kreyszig, E. Statistische Methoden und ihre Anwendungen (Göttingen, 1968).
- Krizay, J.
Wilson, A. The Patient as Consumer. Health Care Financing in the United States (Lexington, Mass., 1974).
- Krupp, H.-J. "'Personelle' und 'funktionelle' Einkommensverteilung," Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 180 (1967), 1 ff.
- Krupp, H.-J. "Grundzüge einer verteilungspolitisch orientierten Theorie der personellen Einkommensverteilung," Hamburger Jahrbuch, 13. Jg. (1968), 159 - 169.
- Krupp, H.-J. "Empirische Ansätze zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung," in: G. Bombach, B. S. Frey, B. Gahlen (Hgg.), Neue Aspekte der Verteilungstheorie (Tübingen, 1974), 99 - 134.
- Külp, B. Lohnbildung im Wechselspiel zwischen politischen und wirtschaftlichen Kräften (Berlin, 1965).
- Külp, B. Verteilungstheorie (Stuttgart, 1974).
- Läpple, F. Profit durch Krankheit? Das Gesundheitswesen aus Arbeitnehmersicht (Bonn-Bad Godesberg, 1975).
- Lampert, H. Art. "Sozialpolitik," in Evangel. Soziallexikon (Stuttgart, 1966), Sp. 2077 ff.
- Lancaster, K. J. "A New Approach to Consumer Theory," Journal of Political Economy, 75 (1966).

Landesamt für
Datenverarbeitung
und Statistik
Nordrhein-Westf.

Das Gesundheitswesen in Nordrhein-
Westfalen 1974 (Düsseldorf, 1975),
Beiträge zur Statistik des Landes
Nordrhein-Westfalen.

Landesamt für
Datenverarbeitung
und Statistik
Nordrhein-Westf.

Statistisches Jahrbuch Nordrhein-
Westfalen 1976 (Düsseldorf, 1976).

Lange, G.

"Die Kostensituation der ärztlichen
Praxis 1963," Deutsches Ärzteblatt,
62. Jg. (1965), 1901 - 1906.

Lave, J. R.
Lave, L. B.
Morton, T. E.

"Sources and Uses of Paramedical
Personnel," in: Incentives and
Planning in Social Policy, ed. by
B. Stein, S. M. Miller (Chicago, 1973),
37 - 68.

Lave, J. R.
Lave, L. B.
Leinhardt, S.

"Modeling the Delivery of Medical
Services," in: M. Perlman (ed.) The
Economics of Health and Medical Care
(London, 1974), 326 - 351.

Leland, R. G.

Distribution of Physicians in the
United States (Chicago, Ill.: AMA, 1936).

Leszczynski, D. v.

"Systeme der Arzthonorierung," Berichte
des dt. Industrieinstituts zur Sozial-
politik, Jg. 4 (1970), Nr. 6.

Liebold, R.

Formalitäten vor der Niederlassung
(Köln, 1976), Niederlassungsservice
des ZI.

Linden, R.

Steuerdienst für den Arzt. Loseblatt-
sammlung (Mainz, 1969).

Lorenz, Ch.

Forschungslehre der Sozialstatistik,
2. Bd., Angewandte Sozialstatistik,
Bevölkerungsstatistik und spezielle
Sozialstatistik (Berlin, 1963).

- Lüth, P. Niederlassung und Praxis. Eine kritische Einführung (Stuttgart, 1969).
- Lüth, P. Ansichten einer künftigen Medizin (München, 1971).
- Lüth, P. Kritische Medizin. Zur Theorie-Praxis-Problematik der Medizin und der Gesundheitssysteme (Reinbek, 1972).
- Lüth, P. "Problematik der Allgemeinmedizin in Gesundheits- und Sozialpolitik," in: Medizin und gesellschaftlicher Fortschritt (Köln, 1973), 105 - 113.
- Macha, F. "Arzteinkommen: Das große Lügenspiel," Der niedergelassene Arzt, 4/76, 19 - 23.
- Marden, P. G. "A Demographic and Ecological Analysis of the Distribution of Physicians in Metropolitan America, 1960," American Journal of Sociology, vol. 72 (1966/67), 290 - 300.
- Matthiesen, H. "Die Uni der Ärzte," Die Zeit, Nr. 33, 6. August 1976.
- McKinlay, J. B. "Some Approaches and Problems in the Study of the Use of Services -- An Overview," Journal of Health and Social Behavior, vol. 13 (1972), 115 - 152.
- Meenzen, H. "Reichen die Arztseinkommen zur Sicherung des Lebensstandards im Alter? Ein Beitrag zur Frage der Angemessenheit ärztlicher Honorare," Der niedergelassene Arzt, 23. Jg. (1974), Nr. 15/16, 46 f.
- Meenzen, H. "Arzt sein - heute," Arbeit und Sozialpolitik, 29. Jg. (1975), 180 - 188.
- Metze, I. Soziale Sicherung und Einkommensverteilung. Eine empirische Untersuchung über die Wirkungen staatlicher Maßnahmen zur sozialen Sicherung sowie der Einkommen- und Umsatzsteuer auf die verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte (Berlin, 1974).

- Metze, I. "Bedeutung des Produktivitätsfortschritts für die ärztliche Einkommensentwicklung und die Kosten medizinischer Leistungen," Sozialer Fortschritt, 23. Jg. (1974), 6 - 8.
- Metze, I. "Probleme der Arzthonorierung und ihre Reform," in: H. Lampert (Hg.), Aktuelle Probleme der Gesundheitspolitik in der BRD (Berlin, 1975), Schr. d. V. f. Soc. pol., N. F. Bd. 82, 29 - 94.
- Mincer, J. "The Distribution of Labor Incomes: A Survey. With Special Reference to the Human Capital Approach," Journal of Economic Literature, 1970, 1 - 26.
- Mincer, J. "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution," The Journal of Political Economy, vol. 64 (1958), 281 - 302.
- Mitscherlich, A. "Zur Soziologie des ärztlichen Berufes," in: Th. Eschenburg et al. (Hgg.), Festgabe für Carlo Schmid zum 65. Geburtstag (Tübingen, 1962), 129 - 139.
- Monsma, G. N. jr. "Marginal Revenue and the Demand for Physicians' Services," in: H. E. Klarman (ed.), Empirical Studies in Health Economics (Baltimore and London, 1970), 145 - 160.
- Müller, G. "Zum System der Arzthonorierung," in: Medizin und gesellschaftlicher Fortschritt (Köln, 1973), 132 - 138.
- Müller, H.-W. "Medizinische Technik und kassenärztliche Versorgung. Zur Steuerungsfunktion ärztlicher Gebührenordnungen," Sozialer Fortschritt, 22. Jg. (1973), 114 - 116.
- Munsch, T. "Einkommen der Ärzte," Die private Krankenversicherung, 1969, 54 f.

- Narr, H. Ärztliches Berufsrecht. Ausbildung, Weiterbildung, Berufsausübung (Stuttgart, 1973).
- Narr, H. Standortwahl und Raumbeschaffung (Köln, 1976), Niederlassungs-service des ZI.
- Naschold, F. Kassenärzte und Krankenversicherungs-reform. Zu einer Theorie der Statuspolitik (Freiburg i. Br., 1967).
- Nebel, R. "Ärztebedarf. Eine Untersuchung über den erforderlichen Ersatzbedarf an Nachwuchsärzten," in: Der vor-aussichtliche Bedarf an ärztlichem Nachwuchs (Köln, Berlin, 1962).
- Nelson, E. C.
Jacobs, A. R.
Johnson, K. G. "Patients' Acceptance of Physician's Assistants," JAMA, vol. 228, No. 1 (1974), 63 - 67.
- Newhouse, J. P. "Determinants of Days Lost from Work due to Sickness," in H. E. Klarman (ed.), Empirical Studies in Health Economics. Proceedings of the Second Conference on the Economics of Health (Baltimore and London, 1970), 59 - 70.
- Newhouse, J. P. "A Model of Physician Pricing," Southern Economic Journal, vol. 37 (1970/71), 174 - 183.
- Newhouse, J. P.
Sloan, F. A. "Physician Pricing: Monopolistic or Competitive: Reply," Southern Economic Journal, vol. 38 (1971/72), 577 - 580.
- Newhouse, J. P. "The Economics of Group Practice," Journal of Human Resources, vol. 8 (1973), 37 - 56.
- Nie, N. H. et al., SPSS (Tokyo etc., ²1975).
- Ott, A. E. Grundzüge der Preistheorie (Göttingen, 1968).

- Pareto, V. Cours d'economie politique (Lausanne, 1897).
- Patterson, P. K.
Bergman, A. B. "Time-Motion Study of Six Pediatric Office Assistants," New England Journal of Medicine, vol. 281 (1969), 771 - 774.
- Pauly, M. "Efficiency, Incentives and Reimbursement for Health Care," Inquiry, vol. 7 (1970), 114 - 131.
- Pen, J. "Das politische Element in unseren grafischen Darstellungen," in: G. Bombach, B. S. Frey, B. Gahlen (Hgg.), Neue Aspekte der Verteilungstheorie (Tübingen, 1974), 2 - 26.
- Perlman, M. (ed.), The Economics of Health and Medical Care. Proceedings of a Conference held by the International Economic Association at Tokyo (London, 1974).
- Pfanzagl, J. Allgemeine Methodenlehre der Statistik, II (Berlin, 1967).
- Pflanz, M. Sozialer Wandel und Krankheit (Stuttgart, 1962).
- Pflanz, M. "Überlegungen zur primärärztlichen Betreuung der Bevölkerung," in: O. Döhner (Hg.), Arzt und Patient in der Industriegesellschaft (Frankfurt/M., 1973), 36 - 48.
- Pflanz, M.
Schach, E. (eds.), Cross-National Sociomedical Research: Concepts, Methods, Practice (Stuttgart, 1976).
- Pigou, A. C. The Economics of Welfare (London, 1962).
- Pipping, H. E. "Das Konzept des Lebensstandards," in: G. Kirsch, W. Wittmann (Hgg.), Nationale Ziele und Soziale Indikatoren (Stuttgart, 1975), 57 - 68; Übersetzung von: "The Concept Standard of Life," in: Essays in Honor of Gustav Cassel (London, 1933), 505 ff.

- Rafferty, J. (ed.), Health Manpower and Productivity. The Literature and Required Future Research (Lexington, Toronto, London, 1974).
- Rayack, E. Professional Power and American Medicine: The Economics of the American Medical Association (New York, 1967).
- Rauskolb, Ch. Lobby in Weiß. Struktur und Politik der Ärzteverbände (Köln, Frankfurt, 1976).
- Reder, M. W. "Some Problems in the Measurement of Productivity in the Medical Care Industry," in: V. R. Fuchs (ed.), Production and Productivity in the Service Industries (New York, London, 1969), 95 - 153.
- Reder, M. W. "A Partial Survey of the Theory of Income Size Distribution," in: L. Soltow (ed.) Six Papers on the Size Distribution of Wealth and Income (New York and London, 1969), 205 - 253.
- Reinhardt, U. E. "A Production Function for Physician Services," The Review of Economics and Statistics, vol. 54 (1972), 55 - 66.
- Reinhardt, U. E.
Smith, K. R. "Manpower Substitution in Ambulatory Care," in: J. Rafferty (ed.), Health Manpower and Productivity. The Literature and Required Future Research (Lexington, Toronto, London, 1974), 3 - 37.
- Reinhardt, U. E. Physician Productivity and the Demand for Health Manpower. An Economic Analysis (Cambridge, Mass., 1975).
- Reskin, B.
Campbell, F. L. "Physician Distribution across Metropolitan Areas," American Journal of Sociology, vol. 79 (1973/74), 981 - 997.

- Rimlinger, G. V.
Steele, H. B. "An Economic Interpretation of the Spatial Distribution of Physicians in the U. S.," The Southern Economic Journal, vol. 30 (1963), 1 - 12.
- Ritter-Röhr, D. (Hg.) Der Arzt, sein Patient und die Gesellschaft (Frankfurt/M., 1975).
- Roos, K. "Zum Gesamt-Arzteinkommen und seiner Errechnung," Sozialer Fortschritt, 18. Jg. (1969), 159 - 161.
- Roos, K. "Gesellschaftspolitische und rechtliche Stellung des frei praktizierenden Arztes unter besonderer Berücksichtigung der öffentlichen Diskussion um das Arzthonorar," in: Gesellschaft für Sozialen Fortschritt e.V. (Hg.), Patient -- Arzt -- Krankenhaus -- Krankenkasse (Berlin, 1970), 62 - 68.
- Rose, R. "Kartellamt und Ärzte," Arbeit und Sozialpolitik, 1973, 403 f.
- Rosenberg, P. Möglichkeiten der Reform des Gesundheitswesens in der Bundesrepublik Deutschland (Göttingen, 1975), Kommission für wirtschaftlichen und sozialen Wandel, Nr. 48.
- Roy, A. D. "The Distribution of Earnings and of Individual Output," Economic Journal, vol. 60 (1950), 489 - 505.
- Rutherford, R. S. G. "Income Distributions: A New Model," Econometrica, vol. 18 (1955), 425 - 440.
- Sachs, L. Angewandte Statistik. Planung und Auswertung. Methoden und Modelle (Berlin, Heidelberg, New York, 1974).
- Salowsky, H.
Seffen, A. System- und Kostenvergleich der Gesundheitssicherung in sechs europäischen Industriestaaten (Köln, 1976).
- Samuelson, P. A. Foundations of Economic Analysis (Cambridge, 1963).

- Scheele, E. "Theorie der Einkommensverteilung,"
in: W. Ehrlicher et al. (Hgg.),
Kompodium der Volkswirtschafts-
lehre, Bd. I (Göttingen, 1972),
288 - 338.
- Scheffler, R. M. "Productivity and Economies of
Scale in Medical Practice," in:
J. Rafferty (ed.), Health Manpower
and Productivity. The Literature
and Required Future Research
(Lexington, Toronto, London, 1974),
39 - 52.
- Schicke, R. K. Arzt und Gesundheitsversorgung im
gesellschaftlichen Sicherungssystem.
Bundesrepublik Deutschland --
England -- USA (Freiburg, 1971).
- Schieber, G. J.
Burney, I. L.
Golden, J. B.
Knaus, W. A. "Physician Fee Patterns under Medi-
care: A Descriptive Analysis,"
New England Journal of Medicine,
vol. 294 (1976), 1089 - 1093.
- Schipperges, H. Moderne Medizin im Spiegel der
Geschichte (Stuttgart, 1970).
- Schipperges, H. Medizinische Dienste im Wandel.
Analysen, Strukturen, Tendenzen der
Berufe im Gesundheitswesen (Baden-
Baden, 1975).
- Schmädel, D. "Schichtspezifische Unterschiede im
Gesundheits- und Krankheitsverhalten
der Bevölkerung der Bundesrepublik,"
in: D. Ritter-Röhr (Hg.), Der Arzt,
sein Patient und die Gesellschaft
(Frankfurt/M., 1975), 112 - 123.
- Schmädel, D. "Der Arztbesuch als Teilaspekt des
Krankheitsverhaltens. Ansatz zu einer
theoretischen Klärung," in: D. Ritter-
Röhr (Hg.), Der Arzt, sein Patient
und die Gesellschaft (Frankfurt/M.
1975), 124 - 166.
- Schmidt, K.-D.
Schwarz, U.
Thiebach, G. Die Umverteilung des Volkseinkommens
in der Bundesrepublik Deutschland
1955 und 1960 (Tübingen, 1965).

- Schneeweiß, H. Ökonometrie (Würzburg, Wien, ²1974).
- Scholmer, J. Die Krankheit der Medizin (Darmstadt, Neuwied, ²1972).
- Scholmer, J. Patient und Profitmedizin. Das Gesundheitswesen in der Bundesrepublik zwischen Krise und Reform (Opladen, 1973).
- Schreiber, G. Der Medizinbetrieb (München, 1971).
- Schreiber, W. "Existenzsicherheit in der industriellen Gesellschaft," in: Soziale Sicherheit, hrsg. v. B. Külz, W. Schreiber (Köln, Berlin, 1971), 276 - 309.
- Schreiber, W. (Hg.) Gesetzliche Krankenversicherung in einer freiheitlichen Gesellschaft. Analysen und Probleme (Berlin, 1963).
- Schultz, Th. W. Investment in Human Capital. The Role of Education and of Research (New York, London, 1971).
- Seffen, A. "Arzteinkommen und Honorarpolitik. Ein Ausschuß suchte nach neuen Orientierungsdaten," Arbeit und Sozialpolitik, 28. Jg. (1974), 359 - 364.
- Siebeck, Th. Vertrags- und Vergütungssystem im Kassenarztrecht (Bad Godesberg, 1964).
- Siebeck, Th. Die kassenärztliche Gesamtvergütung (Bad Godesberg, 1965).
- Siegel, S. Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences (Tokyo, 1956).
- Siegrist, J. "Sozialkulturelle Einflüsse auf die Krankheit," in: M. Blohmke et al., Handbuch der Sozialmedizin, Bd. 1 (Stuttgart, 1975), 300 - 315.
- Sloan, F. A. "A Microanalysis of Physicians' Hours of Work Decisions," in: The Economics of Health and Medical Care, ed. by M. Perlman (London, 1974), 302 - 325.

- Sloan, F. A. "Effects of Incentives on Physician Performance," in: J. Rafferty (ed.), Health Manpower and Productivity (Lexington, Mass., Toronto, London, 1974), 53 - 84.
- Sorkin, A. L. Health Economics. An Introduction (Lexington, Mass., 1975).
- Spree, H.-U. "Wieviel soll ein Kassenarzt verdienen?" Der Volkswirt, 19. Jg., Nr. 6 (12.2.65), 184 f.
- Statistisches Bundesamt Unternehmen und Arbeitsstätten, Reihe 1, Die Kostenstruktur in der Wirtschaft, Heft 1: freie Berufe, Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte (Stuttgart, Mainz, 1969 und 1973).
- Statistisches Bundesamt Fachserie A. Bevölkerung und Kultur. Reihe 7. Gesundheitswesen 1972 (Stuttgart, Mainz, 1974).
- Steele, H. B. "An Economic Interpretation of the Spatial Distribution of Physicians in the United States," The Southern Economic Journal, vol. 30 (1963), 1 -12.
- Stein, B.
Miller, S. M. (eds.) Incentives and Planning in Social Policy (Chicago, Ill., 1973).
- Steinwald, B.
Sloan, F. A. "Determinants of Physicians' fees," Journal of Business, Oct. 1974, 493 - 511.
- Stigler, G. J. The Theory of Price (New York, London, 1968).
- Stobbe, A. Volkswirtschaftliches Rechnungswesen (Berlin, Heidelberg, New York, 1972).
- Stockhausen, J. "Darf ein Kassenarzt verdienen?" Der Volkswirt, 19. Jg., Nr. 13 (2.4. 65), 496 f.
- Stockhausen, J. "Soll und Haben in der Arztpraxis," Deutsches Ärzteblatt, 62. Jg. (1965), S. 1869 - 1880.

- Stockhausen, J. "Ärztliches Einkommen -- Klarheit über Begriffe und Methoden erforderlich," Deutsches Ärzteblatt, 69. Jg. (1972), 1849 - 1852.
- Thelen, W. Numerus Clausus und Ärzteschaft. Zur Kritik der ärztlichen Interessenpolitik (Gießen, 1974).
- Thiemeyer, Th. "Die Überwindung des wohlfahrts-ökonomischen Formalismus bei Gerhard Weisser," in: F. Karrenberg, H. Albert (Hgg.), Sozialwissenschaft und Gesellschaftsgestaltung. Festschrift für G. Weisser (Berlin, 1963), 131 - 149.
- Thiemeyer, Th. "Entwicklung der Gesundheitsleistungen, deren Kosten und ihre Gründe," Die Betriebskrankenkasse, 59. Jg. (1971), 253 - 258.
- Thiemeyer, Th. "Sozialpolitische und ökonomische Probleme ärztlicher Honorargestaltung," Sozialer Fortschritt, Jg. 19 (1970), 101 - 105.
- Thiemeyer, Th. "Das ärztliche Honorar als Preis im System der gesetzlichen Krankenversicherung," Sozialer Fortschritt 20. Jg. (1971), 131 - 134.
- Thiemeyer, Th. Wirtschaftslehre öffentlicher Betriebe (Reinbek, 1975).
- Thiemeyer, Th. "Der Krankheitsbegriff und die Leistungsgrenzen der GKV," Zeitschrift für Sozialreform, 22. Jg. (1976), 402 - 411.
- Tiede, M. "Theorie und Praxis eines verbesserten Suchverfahrens," Statistische Hefte, 14. Jg. (1973), Heft 1, 39 - 58.
- Troschke, J. v.
Kosanke, B.
Liebold, R. Arzt in freier Praxis (Köln, 1976), Niederlassungsservice des ZI.

- Troschke, J. v. Gruppenpraxen in den USA. Erfahrungsbericht und Auswertung einer Studienreise (Köln, 1975).
- Tustin, A. The Mechanism of Economic Systems (London, 1953).
- Volkholz, V. et al. (Hgg.) Analyse des Gesundheitssystems. Krankheitsstruktur, ärztlicher Arbeitsprozeß, Sozialstaat. Reader zur Medizinsoziologie (Frankfurt/M., 1974).
- Voss, W. "Zur Messung der Streuung personeller Einkommensverteilungen," Statistische Hefte, N.F. 16. Jg. (1975), 61 - 68.
- Weise, R. "Die neue deutsche Gebührenordnung für Ärzte," Ärztliche Mitteilungen, 39. Jg. (1954), 457 - 463.
- Weissenböck, H. Studien zur ökonomischen Effizienz von Gesundheitssystemen (Stuttgart, 1974).
- Weisser, G. "Grundsätze der Verteilungspolitik," in: Grundsatzfragen der Wirtschaftsordnung. Ein Vortragszyklus, veranstaltet von der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Freien Universität Berlin (Berlin, 1954), 41 - 70, wiederabgedruckt in: B. Külpe, W. Schreiber (Hgg.), Soziale Sicherheit (Köln, Berlin, 1971), 110 - 135.
- Weisser, G. Art. "Soziale Sicherheit," HdSW, Bd. 9 (Stuttgart, Tübingen, Göttingen, 1956).
- Weisser, G. Art. "Wirtschaft," in Handbuch der Soziologie, hrsg. v. W. Ziegenfuß (Stuttgart, 1956), 970 - 1101.
- Weisser, G. Art. "Distribution (II) Politik," HdSW, Bd. 2 (Stuttgart, Tübingen, Göttingen, 1959), 635 - 654.
- Winkler, W. Art. "Einkommen," Handwörterbuch der Staatswissenschaften, Bd. 3 (Jena, 1926), 367 - 400.

- WSI Integrierte medizinische Versorgung.
Notwendigkeit -- Möglichkeiten --
Grenzen (Köln, 1975), WSI-Studie 32.
- Wolff, M. Probleme freiberuflicher Tätigkeit
in abhängiger Stellung (Köln, 1974).
- Wollny, G. "Der Arzt in der sich wandelnden
Gesellschaft," in: Gesellschaft für
Sozialen Fortschritt e.V. (Hg.),
Patient -- Arzt -- Krankenhaus
-- Krankenkasse (Berlin, 1970),
54 - 61.
- Wollny, G. "Ist das Arzthonorar unangemessen?"
Der niedergelassene Arzt, 1974,
Heft 15/16, 32 - 45.
- Wulff, E. "Der Arzt und das Geld," Das Argument.
Sonderband 4 (Berlin, 1974),

TABELLENANHANG

TABELLENREFERENZLISTE

Abb. Nr. veranschaulicht Tab. Nr.

1	1
2	1
4	2
5	29
13	24/27
14	24/27
15	15/14
16	16/17
17	5/6
18	7/8
19	7
20	8
21	11
22	9
23	10
24	12
25	13

Quellen:

Tab. 1-28: Statistisches Bundesamt, Unternehmen und Arbeitsstätten, Reihe 1, Die Kostenstruktur in der Wirtschaft, Heft 1: Freie Berufe: Ärzte, Zahnärzte, Tierärzte 1971 (Stuttgart und Mainz, 1973).

Tab. 29: Wirtschaft und Statistik, 12/1976.

Alle Zahlen außer Umsatzgrößenklassen und deren Besetzungszahlen sind eigene Berechnungen.

Tabelle Nr.: 1

Gegenstand : Umsätze aller erfaßten Praxen, 1971

Median: 163 039
 arithm. Mittel: 180 195
 Standardabweichung : 91 202
 Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Variationskoeff.: 50613
 Schiefe II n. Pears. :
 Gini-Konzentr.-koeff.: 2687

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Besetzungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungszahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	47	.02487	1.2434	47	.02487	1 880 000	
80 000	127	.06720	2.2399	174	.09206	10 135 000	
100 000	150	.07937	3.9683	324	.17143	23 635 000	
120 000	185	.09788	4.8942	509	.26931	43 985 000	
150 000	321	.16984	5.6614	830	.43915	87 320 000	
200 000	441	.23333	4.6667	1271	.67249	164 495 000	
250 000	272	.14392	2.8783	1543	.81640	225 695 000	
300 000	177	.09365	1.8730	1720	.91005	274 370 000	
400 000	119	.06296	.6296	1839	.97302	316 020 000	
500 000	35	.01852	.1852	1874	.99153	331 770 000	
600 000	16	.00847	.0847	1890	1.0	340 570 000	

Tabelle Nr.: 2

Gegenstand : Praxisreinertrag aller
erfaßten Praxen 1971Median:106 559
arithm. Mittel:116 545
Standardabweichung : 57 270
Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 1 317Variationskoeff.: .4914
Schiefe II n. Pears. : .5231
Gini-Konzentr.-koeff.: .2655

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Besetzungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(19 506)							
31 054	47	.0249	2.1534	47	.0249	1 188 160	
50 338	127	.0672	3.4845	174	.0921	6 356 552	
64 735	150	.0794	5.5126	324	.1714	14 987 027	
78 708	185	.0979	7.0052	509	.2693	28 255 504	
98 091	321	.1698	8.7624	830	.4392	56 631 744	
130 563	441	.2333	7.1857	1271	.6725	107 049 951	
163 338	272	.1439	4.3910	1543	.8164	147 020 487	
195 250	177	.0937	2.9347	1720	.9101	178 755 525	
251 275	119	.0630	1.1238	1839	.9730	205 323 762	
302 150	35	.0185	.3640	1874	.9915	215 008 700	
355 650	16	.0085	.1582	1890	1.0	220 271 100	

Tabelle Nr.: 3

Gegenstand : Umsätze, Praxen von Zahn-
ärzten, 1971

Median: 189 215

Variationskoeff.: .6254

arithm. Mittel: 214 167

Schiefe II n. Pears. : .5588

Standardabweichung : 133 947

Gini-Konzentr.-koeff.: .3158

Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 3 351

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte $\times 10^6$	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(20 000) - 30 000	13	.0081	.8135	13	.0081	325 000	
50 000	51	.0319	1.5957	64	.0401	2 365 000	
80 000	97	.0607	2.0234	161	.1008	8 670 000	
100 000	88	.0551	2.7534	249	.1558	16 590 000	
120 000	124	.0776	3.8798	373	.2334	30 230 000	
150 000	186	.1164	3.8798	559	.3498	55 340 000	
200 000	306	.1915	3.8298	865	.5413	108 890 000	
250 000	275	.1721	3.4418	1 140	.7134	170 765 000	
300 000	179	.1120	2.2403	1 319	.8254	219 990 000	
400 000	162	.1014	1.0138	1 481	.9268	276 690 000	
500 000	74	.0463	.4631	1 555	.9731	309 990 000	
1 000 000	43	.0269	.0538	1 598	1.0	342 240 000	

Tabelle Nr.: 4

Gegenstand : Reinerträge von
Zahnärzten, 1971Median: 108 489
arithm. Mittel: 114 714
Standardabweichung : 55 765
Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 1 353Variationskoeff.: .4861
Schiefe II n. Pears. : .3349
Gini-Konzentr.-koeff.: .2674

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Besetzungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(9 799) - 17 211	13	.0076	1.0317	13	.0076	175 565	
30 299	51	.0300	2.2922	64	.0376	1 387 070	
47 174	97	.0571	3.3813	161	.0947	5 144 510	
58 595	88	.0518	4.5324	249	.1465	9 798 346	
69 770	125	.0735	6.5798	374	.2200	17 821 159	
86 769	192	.1129	6.6440	566	.3329	32 848 903	
110 860	315	.1853	7.6914	881	.5182	63 975 470	
132 184	293	.1724	8.0826	1 174	.6906	99 581 416	
153 508	193	.1135	5.3240	1 367	.8041	127 150 694	
206 566	189	.1112	2.0954	1 556	.9153	161 177 687	
217 491	89	.0524	4.7920	1 645	.9676	180 048 224	
326 743	55	.0324	.2961	1 700	1.0	195 014 659	

Tabelle Nr.: 5

Gegenstand : Umsätze von Allgemeinpraktikern, 1971

Median: 148 858
 arithm. Mittel: 158 701
 Standardabweichung : 69 455
 Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Variationskoeff.: .4377
 Schiefe II n. Pears. : .4251
 Gini-Konzentr.-koeff.: .2383

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Besetzungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungszahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	30	.0308	1.5400	30	.0308	1 200 000	.0078
80 000	76	.0780	2.6010	106	.1088	6 140 000	.0397
100 000	91	.0934	4.6715	197	.2023	14 330 000	.0927
120 000	113	.1160	5.8008	310	.3183	26 760 000	.1731
150 000	184	.1889	6.2971	494	.5072	51 600 000	.3338
200 000	243	.2495	4.9897	737	.7567	94 125 000	.6089
250 000	141	.1448	2.8953	878	.9014	125 850 000	.8142
300 000	73	.0750	1.4990	951	.9764	145 925 000	.9440
400 000	17	.0175	.1745	968	.9938	151 875 000	.9825
500 000	6	.0062	.0616	974	1.0	154 575 000	1.0

Tabelle Nr.:6

Gegenstand :Umsätze v. Fachärzten
1971Median:182 125
arithm. Mittel:204 757
Standardabweichung :105 974
Standardfehler d. arithmetischen Mittels:Variationskoeff.:5176
Schiefe II n. Pears. :.6407
Gini-Konzentr.-koeff.:.2798

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit in %	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit in %	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	17	1.8300	.9150	17	1.8299	680 000	.0036
80 000	51	5.4898	1.8299	68	7.3197	3 995 000	.0210
100 000	59	6.3509	3.1755	127	13.6706	9 305 000	.0489
120 000	72	7.7503	3.8751	199	21.4209	17 225 000	.0906
150 000	137	14.7470	4.9157	336	36.1679	35 720 000	.1878
200 000	200	21.5285	4.3057	536	57.6964	70 720 000	.3718
250 000	131	14.1012	2.8202	667	71.7976	100 195 000	.5267
300 000	109	11.7330	2.3466	776	83.5307	130 170 000	.6843
400 000	105	11.3025	1.1303	881	94.8332	166 920 000	.8775
500 000	31	3.3369	.3337	912	98.1701	180 870 000	.9509
600 000	17	1.8299	.1830	929	100	190 220 000	1.0

Tabelle Nr.: 7

Gegenstand : Praxisreinerträge von all-
gemeinpraktikern, 1971

Median: 100 615
arithm. Mittel: 106 926
Standardabweichung : 48 366
Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 1 550

Variationskoeff.: .4523
Schiefe II n. Pears. : .3915
Gini-Konzentr.-koeff.: .2454

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(19 654)-31 786	30	.0308	2.5388	30	.0308	771 600	
51 724	76	.0780	3.9136	106	.1088	3 944 980	
65 995	91	.0934	6.5468	197	.2023	9 301 195	
80 544	113	.1160	7.9742	310	.3183	17 580 648	
101 409	184	.1889	9.0538	494	.5072	34 320 361	
134 088	243	.2495	7.6347	737	.7567	62 933 234	
169 975	141	.1448	4.0338	878	.9014	84 369 640	
207 450	73	.0749	2.0000	951	.9764	98 145 653	
278 125	17	.0175	.2470	968	.9938	102 273 040	
346 475	6	.0062	.0901	974	1.0	104 146 840	

Tabelle Nr.: 8

Gegenstand : Praxisreinerträge von Inter-
nisten, 1971Median: 128 339
arithm. Mittel: 141 624
Standardabweichung : 67 992
Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 4 454Variationskoeff.: .4801
Schiefe II n. Pears. : .5861
Gini-Konzentr.-koeff.: .2625
Mittels: 4 454

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte $\times 10^6$	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(19 085)-59 825	17	.0730	1.7909	17	.0730	670 735	
89 075	36	.1545	5.2823	53	.2275	3 350 935	
122 313	56	.2403	7.2311	109	.4678	9 269 785	
155 263	41	.1760	5.3404	150	.6438	14 960 073	
186 850	31	.1330	4.2120	181	.7768	20 262 816	
256 400	37	.1588	2.2832	218	.9356	28 462 941	
314 100	10	.0429	.7438	228	.9785	31 315 441	
359 100	5	.0215	.4769	233	1.0	32 998 441	

Tabelle Nr.: 9

Gegenstand : Praxisreinerträge von
Kinderärzten, 1971Median: 85 933
arithm. Mittel: 95 111
Standardabweichung : 51 071
Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 5 296Variationskoeff.: .5370
Schiefe II n. Pears. : .5391
Gini-Konzentr.-koeff. : .2737

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte $\times 10^6$	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(12 690) - 62 840	21	.2258	4.5027	21	.2258	793 065	
94 538	35	.3763	11.8728	56	.6022	3 547 164	
130 100	22	.2366	6.6519	78	.8387	6 018 176	
171 756	8	.0860	2.0650	86	.9247	7 225 601	
291 044	7	.0753	.6310	93	1.0	8 845 401	

Tabelle Nr.: 10

Gegenstand : Praxisreinerträge von
Augenärzten, 1971Median: 140 069
arithm. Mittel: 155 740
Standardabweichung : 65 663
Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 7 341Variationskoeff.: .4216
Schiefe II n. Pears. : .7160
Gini-Konzentr.-koeff.: .2240

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x10 ⁶	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(71 150)-104 100	21	.2625	7.9667	21	.2625	1 840 125	
141 963	20	.2500	6.6028	41	.5125	4 300 750	
182 188	16	.2000	4.9720	57	.7125	6 893 950	
219 860	13	.1625	4.3135	70	.8750	9 507 259	
370 540	10	.1250	.8296	80	1.0	12 459 259	

Tabelle Nr.: 11

Gegenstand : Praxisreinerträge von
Frauenärzten, 1971Median: 110 088
arithm. Mittel: 117 518
Standardabweichung : 66 123
Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 6 220Variationskoeff.: .5627
Schiefe II n. Pears. : .3371
Gini-Konzentr.-koeff.: .3141

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(11 910)-62 450	25	.2212	3.5427	25	.2212	780 625	
95 288	22	.1947	5.9289	47	.4159	2 515 738	
134 238	25	.2212	5.6801	72	.6372	5 384 800	
173 156	16	.1416	3.6382	88	.7788	7 843 950	
261 694	25	.2212	2.4988	113	1.0	13 279 575	

Gegenstand : Praxisreinerträge von HNO-Ärzten, 1971

Median: 108 925
arithm. Mittel: 125 072
Standardabweichung : 67 322
Standardfehler d. arithmetis

Variationskoeff.: 5383
Schiefe II n. Pears. :. 7196
Gini-Konzentr.-koeff.: 2730
Ittels: 7 136

420

Tabelle Nr.: 14

Gegenstand : Umsätze aller erfassten
Praxen in Orten < 5 000 Einwohner, 1971

Median: 142 347
arithm. Mittel: 155 964
Standardabweichung : 71 336
Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 4 780

Variationskoeff.: .4574
Schiefe II n. Pears. : .5727
Gini-Konzentr.-koeff.: .2483

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x105	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	9	.0404	2.0179	9	.0404	360 000	.0104
80 000	17	.0762	2.5411	26	.1166	1 465 000	.0421
100 000	22	.0987	4.9327	48	.2153	3 445 000	.0991
120 000	27	.1211	6.0538	75	.3363	6 415 000	.1845
150 000	49	.2197	7.3244	124	.5561	13 030 000	.3746
200 000	45	.2018	4.0359	169	.7579	20 905 000	.6011
250 000	32	.1435	2.8670	201	.9014	28 105 000	.8081
300 000	15	.0673	1.3453	216	.9686	32 230 000	.9267
400 000	6	.0269	.2691	222	.9955	34 330 000	.9871
500 000	1	.0045	4.4843 E -8	223	1.0	34 780 000	1.0
600 000				223	1.0		

Tabelle Nr.: 15

Gegenstand : Umsätze aller erfaßten
Praxen in Orten 5 000 S
Einwohner < 50 000 1971

Median: 169 736
arithm. Mittel: 182 555
Standardabweichung : 82 933
Standardfehler d. arithmetischen Mittel: 3 090

Variationskoeff.: .4543
Schiefe II n. Pears. : .4637
Gini-Konzentr.-koeff.: .2453

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Besetzungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x10 ⁶	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	12	.0166	.8310	12	.0166	480 000	.0036
80 000	37	.0513	1.7082	49	.0679	2 885 000	.0219
100 000	55	.0762	3.8089	104	.1440	7 835 000	.0594
120 000	67	.0928	4.6399	171	.2368	15 205 000	.1154
150 000	115	.1593	5.3093	286	.3961	30 730 000	.2332
200 000	190	.2632	5.2632	476	.6593	63 980 000	.4854
250 000	111	.1537	3.0748	587	.8130	88 955 000	.6749
300 000	76	.1053	2.1053	663	.9183	109 855 000	.8335
400 000	48	.0665	.6648	711	.9848	126 655 000	.9609
500 000	9	.0125	.1247	720	.9972	130 705 000	.9917
600 000	2	.0028	.0277	722	1.0	131 805 000	1.0

Tabelle Nr.: 16

Median: 167 441

Variationskoeff.: .5459

arithm. Mittel: 187 025

Schiefe II n. Pears. : .5754

Gegenstand : Umsätze aller erfaßten Praxen

Gini-Konzentr.-koeff.: .2935

Standardabweichung : 102 099

Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 7 220

50 000 ≤ Einwohner < 100 000

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x10 ⁶	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	5	.0250	1.2500	5	.0250	200 000	.0053
80 000	18	.0900	3.0000	23	.1150	1 370 000	.0366
100 000	18	.0900	4.5000	41	.2050	2 990 000	.0799
120 000	17	.0850	4.2500	58	.2900	4 860 000	.1299
150 000	27	.1350	4.5000	85	.4250	8 505 000	.2274
200 000	43	.2150	4.3000	128	.6400	16 030 000	.4286
250 000	29	.1450	2.9000	157	.7850	22 555 000	.6030
300 000	16	.0800	1.6000	173	.8650	26 955 000	.7206
400 000	19	.0950	.9500	192	.9600	33 605 000	.8984
500 000	6	.0300	.3000	198	.9900	36 305 000	.9706
600 000	2	.0100	.1000	200	1.0	37 405 000	1.0

Tabelle Nr.:17

Gegenstand : Umsätze aller erfassten Praxen
 in Orten Einwohner $\geq 100\ 000$ Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 3 653

Median: 161 503
 arithm. Mittel: 183 328

Variationskoeff.: .5439
 Schiefe II n. Pears. : .6566
 Gini-Konzentr.-koeff.: .2852

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte $\times 10^6$	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	21	.0282	1.4094	21	.0282	840 000	.0062
80 000	55	.0738	2.4609	76	.1020	4 415 000	.0323
100 000	55	.0738	3.6913	131	.1759	9 365 000	.0686
120 000	74	.0993	4.9664	205	.2752	17 505 000	.1282
150 000	130	.1745	5.8166	335	.4497	35 055 000	.2567
200 000	163	.2188	4.3758	498	.6685	63 580 000	.4655
250 000	100	.1342	2.6846	598	.8027	86 080 000	.6303
300 000	70	.0940	1.8792	668	.8966	105 330 000	.7712
400 000	46	.0618	.6175	714	.9584	121 430 000	.8891
500 000	19	.0255	.2550	733	.9839	129 980 000	.9517
600 000	12	.0161	.1611	745	1.0	136 580 000	1.0

Tabelle Nr.: 18

Gegenstand : Allgemeinpraktiker in Orten
 <5000 Einwohner, 1971

Median: 143 666
 arithm. Mittel: 156 818
 Standardabweichung : 69 831
 Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Variationskoeff.: .4453
 Schiefe II n. Pears. : .5650
 Gini-Konzentr.-koeff.: .2411

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
50 000	7	.0335	1.6746	7	.0335	280 000	
80 000	15	.0718	2.3923	22	.1053	1 255 000	
100 000	20	.0957	4.7847	42	.2010	3 055 000	
120 000	27	.1292	6.4593	69	.3301	6 025 000	
150 000	45	.2153	7.1770	114	.5455	12 100 000	
200 000	45	.2153	4.3062	159	.7608	19 975 000	
250 000	30	.1435	2.8708	189	.9043	26 725 000	
300 000	14	.0670	1.3397	203	.9713	30 575 000	
400 000	5	.0239	.2392	208	.9952	32 325 000	
500 000	1	.0048	.0479	209	1.0	32 775 000	

Tabelle Nr.: 19

Median: 162 605 Variationskoeff.: .4236
 arithm. Mittel: 169 246 Schiefe II n. Pears. : .2779
 Gegenstand : Allgemeinpraktiker in Orten Standardabweichung : 71 690 Gini-Konzentr.-koeff.: .2280
 5000-50 000 Einwohner, 1971 Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
50 000	7	.0168	.8373	7	.0168	280 000	
80 000	28	.0670	2.2329	35	.0837	2 100 000	
100 000	36	.0861	4.3062	71	.1699	5 340 000	
120 000	37	.0885	4.4258	108	.2584	9 410 000	
150 000	71	.1699	5.6619	179	.4282	18 995 000	
200 000	119	.2847	5.6938	298	.7129	39 820 000	
250 000	71	.1699	3.3971	369	.8828	55 795 000	
300 000	36	.0861	1.7225	405	.9689	65 695 000	
400 000	8	.0191	.1914	413	.9880	68 495 000	
500 000	5	.0120	.1196	418	1.0	70 745 000	

Tabelle Nr.: 20

Gegenstand : Allgemeinpraktiker, 50 000 ≤
Einwohner < 100 000, 1971

Median: 130 909
arithm. Mittel: 138 046
Standardabweichung : 62 599
Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Variationskoeff.: .4535
Schiefe II n. Pears. : .3421
Gini-Konzentr.-koeff.: .2431

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
50 000	4	.0625	3.1250	4	.0625	160 000	
80 000	6	.0938	3.1250	10	.1563	550 000	
100 000	9	.1406	7.0313	19	.2969	1 360 000	
120 000	9	.1406	7.0313	28	.4375	2 350 000	
150 000	11	.1719	5.7292	39	.6094	3 835 000	
200 000	18	.2813	5.6250	57	.8906	6 985 000	
250 000	3	.0469	.9375	60	.9375	7 660 000	
300 000	3	.0469	.9375	63	.9844	8 485 000	
400 000	1	.0156	.1563	64	1.0	8 835 000	

Tabelle Nr.: 21

Allgemeinpraktiker i. Orten

Gegenstand : Einwohner >100 000

Median

.....: 139 210

arithm. Mittel

.....: 149 187

Standardabweichung

: 64 940

Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Variationskoeff.: .4353

Schiefe II n. Pears. : .4609

Gini-Konzentr.-koeff.: .2415

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
50 000	12	.0424	2.1201	12	.0424	480 000	
80 000	27	.0954	3.1802	39	.1378	2 235 000	
100 000	26	.0919	4.5956	65	.2297	4 575 000	
120 000	40	.1413	7.0671	105	.3710	8 975 000	
150 000	57	.2014	6.7138	162	.5724	16 670 000	
200 000	61	.2156	4.3110	223	.7880	27 345 000	
250 000	37	.1307	2.6148	260	.9187	35 670 000	
300 000	20	.0707	1.4134	280	.9894	41 170 000	
400 000	3	.0106	0.1060	283	1.0	42 220 000	

Tabelle Nr.: 22

Gegenstand : Umsätze internistischer
Praxen in Orten <50 000 Einwohner

Median: 207 692
arithm. Mittel: 230 000
Standardabweichung : 99 529
Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 10 860

Variationskoeff.: .4327
Schiefe II n. Pears. : .6724
Gini-Konzentr.-koeff.: .2359

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.fel. Merkmals- beträge
(30 000)-100 000	3	.0357	.5102	3	.0357	195 000	
150 000	16	.1905	3.8095	19	.2262	2 195 000	
200 000	21	.2500	5.0000	40	.4762	5 870 000	
250 000	13	.1548	3.0952	53	.6310	8 795 000	
300 000	11	.1310	2.6190	64	.7619	11 820 000	
400 000	16	.1905	1.9048	80	.9524	17 420 000	
500 000	3	.0357	.3571	83	.9881	18 770 000	
600 000	1	.0119	.1191	84	1.0	19 320 000	

Tabelle Nr.: 23

Gegenstand : Umsätze internistischer

Praxen in Orten >50 000

Einwohner

Median: 209 821
 arithm. Mittel: 228 422
 Standardabweichung : 110 256
 Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 9 033

Variationskoeff.: .4827
 Schiefe II n. Pears. : .5061
 Gini-Konzentr.-koeff.: .2618

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x10 ⁶	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000) -100 000	14	.0940	1.3423	14	.0940	910 000	
150 000	20	.1342	2.6846	34	.2282	3 410 000	
200 000	35	.2349	4.6980	69	.4631	9 535 000	
250 000	28	.1879	3.7584	97	.6510	15 835 000	
300 000	20	.1342	2.6846	117	.7852	21 335 000	
400 000	21	.1409	1.4094	138	.9262	28 685 000	
500 000	7	.0470	.4698	145	.9732	31 835 000	
600 000	4	.0269	.2685	149	1.0	34 035 000	

Tabelle Nr.: 24

Umsätze

Gegenstand : Allgemeinpraktiker

-Eröffnungsjahr bis 1945

Median: 123 088

arithm. Mittel: 135 427

Standardabweichung : 64 625

Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Variationskoeff.: .4772

Schiefe II n. Pears. :

Gini-Konzentr.-koeff.: .2617

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	11	.0589	2.9412	11	.0589	440 000	.0174
80 000	26	.1390	4.6346	37	.1979	2 130 000	.0841
100 000	25	.1337	6.6845	62	.3316	4 380 000	.1730
120 000	28	.1497	7.4866	90	.4813	7 460 000	.2946
150 000	34	.1818	6.0606	124	.6631	12 050 000	.4758
200 000	32	.1711	3.4225	156	.8342	17 650 000	.6969
250 000	20	.1070	2.1390	176	.9412	22 150 000	.8746
300 000	9	.0481	.9626	185	.9893	24 625 000	.9724
400 000	2	.0107	.1070	187	1.0	25 325 000	1.0

Tabelle Nr.: 25

Umsätze

Gegenstand : Allgemeinpraktiker

-Eröffnungsjahr 1946 - 1960 Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Median: 151 657
 arithm. Mittel: 161 632
 Standardabweichung : 69 953
 Variationskoeff.: .4328
 Schiefe II n. Pears. : .4278
 Gini-Konzentr.-koeff.: .2337

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	17	.0269	1.3471	17	.0269	680 000	.0067
80 000	42	.0666	2.2187	59	.0935	3 410 000	.0334
100 000	59	.0935	4.6751	118	.1870	8 720 000	.0855
120 000	68	.1078	5.3883	186	.2948	16 200 000	.1588
150 000	124	.1965	6.5505	310	.4913	32 940 000	.3230
200 000	166	.2631	5.2615	476	.7544	61 990 000	.6078
250 000	88	.1395	2.7892	564	.8938	81 790 000	.8019
300 000	50	.0792	1.5848	614	.9731	95 540 000	.9368
400 000	12	.0190	.1902	626	.9921	99 740 000	.9779
500 000	5	.0079	.0792	631	1.0	101 990 000	1.0

Tabelle Nr.: 26

Umsätze

Gegenstand : Allgemeinpriktiker

-Eröffnungsjahr 1961 - 1965 Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Median:171 591

arithm. Mittel:175 963

Standardabweichung : 65 924

Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Variationskoeff.: .3747

Schiefe II n. Pears. : .1990

Gini-Konzentr.-koeff.: .2000

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	2	.0241	1.2048	2	.0241	80 000	.0055
80 000	3	.0362	1.2048	5	.0602	275 000	.0188
100 000	2	.0241	1.2048	7	.0843	455 000	.0312
120 000	9	.1084	5.4217	16	.1928	1 445 000	.0990
150 000	16	.1928	6.4257	32	.3855	3 605 000	.2468
200 000	22	.2651	5.3012	54	.6506	7 455 000	.5104
250 000	20	.2410	4.8193	74	.8916	11 955 000	.8186
300 000	8	.0964	1.9277	82	.9880	14 155 000	.9692
400 000				82	.9880	14 155 000	.9692
500 000	1	.0121	.1205	83	1.0	14 605 000	1.0

Tabelle Nr.: 27

Umsätze

Gegenstand : Allgemeinpraktiker,

Eröffnung 1966 u. später, 1971 Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Median: 168 478

arithm. Mittel: 173 356

Standardabweichung : 67 762

Eröffnung 1966 u. später, 1971 Standardfehler d. arithmetischen Mittels:

Variationskoeff.: .3909

Schiefe II n. Pears. : .2160

Gini-Konzentr.-koeff.: .2131

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	0						
80 000	5	.0685	2.2831	5	.0685	325 000	.0257
100 000	5	.0685	3.4247	10	.1370	775 000	.0612
120 000	8	.1096	5.4795	18	.2466	1 655 000	.1308
150 000	10	.1370	4.5662	28	.3836	3 005 000	.2375
200 000	23	.3151	6.3014	51	.6986	7 030 000	.5555
250 000	13	.1781	3.5616	64	.8767	9 955 000	.7867
300 000	6	.0822	1.6438	70	.9589	11 605 000	.9170
400 000	3	.0411	.4110	73	1.0	12 655 000	1.0

Tabelle Nr.: 28

Gegenstand : Umsätze von Fachärzten,
Praxiseröffnung 1966 und
später, 1971

Median: 187 804
arithm. Mittel: 214 647
Standardabweichung : 102 806
Standardfehler d. arithmetischen
Mittels:

Variationskoeff.: .4790
Schiefe II n. Pears. : .7833
Gini-Konzentr.-koeff.: .2592

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x106	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(30 000)-50 000	1	.0059	.2941	1	.0059	40 000	.0011
80 000	7	.0412	1.3725	8	.0471	495 000	.0136
100 000	7	.0412	2.0588	15	.0882	1 125 000	.0308
120 000	10	.0589	2.9412	25	.1471	2 225 000	.0610
150 000	29	.1706	5.6863	54	.3177	6 140 000	.1683
200 000	41	.2412	4.8235	95	.5588	13 315 000	.3649
250 000	20	.1177	2.3529	115	.6765	17 815 000	.4882
300 000	21	.1235	2.4706	136	.8000	23 590 000	.6465
400 000	27	.1588	1.5882	163	.9588	33 040 000	.9055
500 000	4	.0235	.2353	167	.9824	34 840 000	.9548
600 000	3	.0177	.1765	170	1.0	36 490 000	1.0

Tabelle Nr.: 29

Gegenstand : Verteilung der Einkünfte in
 der Bundesrepublik nach den
 Ergebnissen der Einkommensteuerstatistik

Median

arithm. Mittel: 34 842

Standardabweichung : 79 098

Standardfehler d. arithmetischen Mittels: 30.26

Variationskoeff.: 2.2701

Schiefe II n. Pears. :

Gini-Konzentr.-koeff.: .4206

Klassen- obergrenze (Klassen- untergrenze)	Beset- zungs- zahl Steuerpfl in 1 000	Häufigkeit	Häufigkeits- dichte x10 ⁶	kumul. Besetzungs- zahl	kumul. Häufigkeit	kumul. Merkmals- beträge	kumul.rel. Merkmals- beträge
(3 000) -5 000	172.9	.0253	1.2653 E -5	172.9	.0253	691 600	.0029
8 000	339.4	.0497	1.6558 E -5	512.3	.0750	2 897 700	.0122
12 000	555.1	.0812	2.0311 E -5	1 067.4	.1562	8 448 700	.0355
16 000	701.5	.1027	2.5668 E -5	1 768.9	.2589	18 269 700	.0767
25 000	1 724.8	.2524	2.8049 E -5	3 493.7	.5113	53 628 100	.2253
50 000	2 709.5	.3966	1.5862 E -5	6 203.2	.9079	155 234 350	.6521
75 000	324.3	.0475	1.8986 E -6	6 527.5	.9554	175 503 100	.7372
100 000	111.3	.0163	.6516 E -6	6 638.8	.9717	185 241 850	.7731
250 000	154.7	.0226	.1509 E -6	6 793.5	.9943	212 314 350	.8918
500 000	26.6	.0039	.0156 E -6	6 820.1	.9982	222 289 350	.9337
1 000 000	8.3	.0012	2.4296 E -9	6 828.4	.9994	228 514 350	.9599
2 000 000	2.8	.0004	.4098 E -9	6 831.2	.9998	232 714 350	.9775
5 000 000	1.1	.0002	.0537 E -9	6 832.3	1.0	236 564 350	.9937
10 000 000	.2	.00003	5.8544 E -12	6.832.5	1.0	238 064 350	1.0

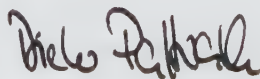
Eidesstattliche Erklärung

Hiermit erkläre ich, daß ich die vorliegende Arbeit selbständig angefertigt habe. Alle Quellen und Hilfsmittel sind angegeben; insbesondere habe ich die wörtlich oder sinngemäß aus veröffentlichten oder nicht veröffentlichten Schriften entnommenen Stellen kenntlich gemacht.

Die vorliegende Dissertation hat weder in der gegenwärtigen noch in einer anderen Fassung der Abteilung für Sozialwissenschaft der Ruhruniversität oder einer anderen Fakultät vorgelegen.

Im Mai 1974 habe ich mich der Diplomprüfung für Volkswirte sozialwissenschaftlicher Richtung unterzogen. Diese Prüfung habe ich mit der Gesamtnote "Gut" bestanden.

Bochum, im Mai 1977



Lebenslauf Dieter Paffrath

Ich wurde am 12. 1. 1949 in Köln-Mülheim geboren. Nach dem Besuch von Volks- und Realschule und späterem Wechsel in ein städtisches Aufbaugymnasium legte ich 1968 die Reifeprüfung ab. Das sich im Wintersemester 1968/69 anschließende Studium der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften an der Universität zu Köln habe ich im Mai 1974 als Diplom-Volkswirt sozialwissenschaftlicher Richtung beendet.

Seit dem 15. Mai 1974 bin ich als wissenschaftlicher Assistent m.d.V.b. am Lehrstuhl für Sozialpolitik und Öffentliche Wirtschaft der Ruhruniversität Bochum, Leitung Prof. Dr. Theo Thiemeyer, tätig; während dieser Zeit ist die vorliegende Arbeit entstanden.

Bochum, im Mai 1977

Dieter Paffrath

